

厚生労働科学研究費補助金
地球規模保健課題推進研究事業

東アジア低出生力国における人口高齡化の
展望と対策に関する国際比較研究

(H24 - 地球規模 - 一般 - 003)

平成 25 年度 総括研究報告書

研究代表者 鈴木 透

平成 26 (2014) 年 3 月

目 次

総括研究報告

総括研究報告書（要旨）

東アジアの人口高齢化 - 形式人口学的分析 -

鈴木 透

中国都市戸籍住民における年金・医療保険の加入と主観的幸福度

馬 欣欣

分担研究報告

分担研究報告書（要旨）

中国高齢化の地域比較

伊藤正一

東アジアにおける宗教と健康関連行動・意識 EASS2010 の比較分析

小島 宏

韓国の高齢者対策：女性独居老人問題・老人自殺予防センターを中心に

相馬直子

総人口増加率に期首人口割合が及ぼす影響：

シンガポールと横浜市の比較分析

菅 桂太

研究成果の刊行に関する一覧表

研究成果の刊行物・別刷

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

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)

相馬直子 (横浜国立大学 大学院国際社会科学研究科准教授)

菅 桂太 (国立社会保障・人口問題研究所 国際関係部室長)

研究協力者

馬 欣欣 (京都大学 大学院薬学研究科講師)

総括研究報告

厚生労働科学研究費（地球規模保健課題推進研究事業）
総括研究報告書

東アジア低出生力国における人口高齢化の展望と対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

日本を追いかけて急激に人口高齢化が進む韓国・台湾・中国・シンガポールに関し、高齢化の人口学的分析と各国の政策対応に関する比較研究を行う。人口高齢化の主な要因は出生力・死亡力の低下だが、日本以上に出生力低下が著しい東アジア諸国では、将来日本を上回る人口高齢化が起きる可能性が高い。経済発展や社会保障制度の整備が不十分な状態での急激な高齢化は、東アジアの低出生力国に深刻な問題をもたらしている。政策的対応については、高齢者の扶養・介護にとどまらず、家族・経済・雇用・移民といった関連する政策を統合的に把握する必要がある。

研究分担者：

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）
相馬直子（横浜国立大学大学院国際社会科学研究所准教授）
菅 桂太（国立社会保障・人口問題研究所国際関係部室長）

研究協力者：

馬 欣欣（京都大学大学院薬学研究科講師）

A. 研究目的

2000年代に起きた韓国・台湾をはじめとする東アジアの急激な出生率低下は、世界の人口学者を驚愕させた。現時点で最も人口高齢化が進んだ国は日本だが、現在のように日本を大幅に下回る出生率が続けば、50年ほどで日本に追いつき、日本を上回るとてつもない高齢社会に突入する可能性もある。実際に現在の趨勢が続けば、2050年頃の世界で最も高齢化が進んだ10ヶ国・地域のうち半数以上を日本、韓国、台湾、香港、マカオ、シンガポールといった東アジア勢が占めると予想されている。それを中国が急速に追い上げて来るだろう。このように東アジアにおける世界史上未曾有の急激な出生率低下とそれに伴う人口高齢化は、集中的に研究すべき喫緊の課題である。

長年にわたり高出生力と人口爆発の恐怖に苦

しんで来た東アジア諸国にとって、出生促進策を含む人口政策の転換は難しかった。日本が1990年代にエンゼルプランとゴールドプランによって転換を果たしたのに対し、韓国は2006年、台湾は2008年に至ってようやく出生促進策に踏み切った。シンガポールは1980年代から優生学的関心にもとづく出生促進策を採って来たが、都市国家の特性上移民政策の比重が大きい。中国は若干緩和されたものの、未だに一人っ子政策を続けている。このような状況の多様性のため、高齢化への対応として社会保障・福祉政策にとどまらず、家族・経済・雇用・移民といった関連する政策を統合的に把握する必要がある。

B. 研究方法

これまで申請者らが行って来た研究では、韓国・台湾・シンガポールの出生率低下を含む家族人口学的変動と、出生促進策を中心とする家族政策を比較分析してきた。そうした土台に立って、本研究では人口高齢化とその社会保障・経済成長・社会変動に対する影響、および高齢者対策を中心とする人口政策について比較分析を行う。具体的には文献・理論研究（1年目）、比較分析（2年目）、政策評価・提言（3年目）の段階を踏んで、東アジア低出生力国における高齢化への対応が日本の政策展開に対して持つ示唆点と、日本が提示し得るモデルを明らかにする。

2年目である平成25年度は文献・理論研究を継続するとともに、比較分析に重点を置いた。国連人口部の将来推計によると、韓国・台湾・中国・シンガポールはいずれも2010年代に人口ボーナスが終了し、従属人口指数が上昇に転じる。特に中国では経済が成熟する前に人口高齢化によって発展が阻害される「未富先老」への懸念が強く、人口ボーナスの終了に対しても危機感がある。そこで日本を含む5カ国の人口高齢化と人口減少に、出生力低下が人口学的ボーナスを含む高齢化指標に与える影響を検証した。また中国では年金・医療制度が十分に成熟しているとはいえない状況に鑑み、制度加入が幸福度に与える影響をマイクロデータを用いて検証した。

また喫煙・飲酒・運動のような健康行動とウェルビーイング、および老後への懸念についても、日本・韓国・台湾・中国で行われた社会調査の個票データを用いて比較した。

C. 研究結果

C-1. 東アジアの人口高齢化 - 形式人口学的分析 -

出生力低下速度が高齢化率、中位数年齢、従属人口指数、人口ボーナスの持続期間、人口減少開始時期といった様々な指標に与える影響を数学的に分析するため、スタイライズされた線型モデルを用いて考察した。線型モデルによると、出生力低下速度が大きいほど従属人口指数は低い水準まで低下し、人口ボーナス期間は長くなることが導かれた。実際に国連人口部の将来推計によると、日本より出生力低下が急激だった韓国・台湾・中国・シンガポールの従属人口指数の最小値は、日本より低い値まで低下した。また人口ボーナスの持続期間も、日本(40年)に対し、韓国(50年)、台湾(55年)、中国(45年)、シンガポール(45年)と長かった。64カ国の低出生力国についても、同様の関係が確認された。

中国はアジア四龍(韓国・台湾・香港・シンガポール)に比べ一人当たり所得がまだ低い段階で、四龍とほぼ同時期に人口ボーナスが終了してしまう。このことと関連して、中国の人口ボーナス期間が韓国・台湾より短いことが注目

される。中国では1980年代後半のベビーブームのエコーとして2010~15年に小さなベビーブームが起こり、これが従属人口指数を引き上げる。これが高齢化による従属人口指数の上昇に直接つながってしまうため、中国の人口ボーナスは韓国・台湾より5~10年短くなることが示された。

人口ボーナス以外への影響としては、出生力低下速度が大きいほど65歳以上割合も中位数年齢も急速に上昇するが、中位数年齢の変化は直線的になり得ることが線型モデルによって示唆された。実際に東アジア5カ国における中位数年齢の上昇は、65歳以上割合に比べ直線的だった。さらに線型モデルは、出生力低下速度が大きいほど人口減少の開始時期が早いことを示唆した。しかしヨーロッパでは第一次世界大戦後に既に低出生力を経験した国が多いため、1950年以後のデータだけではこの関係は検証できなかった。

C-2. 中国都市戸籍住民における年金・医療保険の加入と主観的幸福度

中国では農村居住者や都市の自営業者を対象とする公的年金制度が発足したのは最近のことで、受給者はほとんどいない。都市住民全体をカバーする医療保険制度が発足したのも、ごく最近である。このように整備が現在進行中である年金・医療保険制度への加入が都市住民の主観的幸福度を向上させるのか、2007年中国家計所得調査の個票データによって検証した。

年齢別に見ると、70歳以上の後期高齢世代で幸福度が低かった。年金加入類型別にみると、「年金加入・自己負担」の場合に「幸福」の割合が最も低く、「年金加入・両方負担」で最も高く、「年金加入・勤務先負担」「年金未加入」が中間に来た。ただし「非常に幸福」の割合は、「年金加入・勤務先負担」で最も高かった。医療保険加入類型別にみると、「公的医療保険のみ加入」で「幸福」の割合が最も高く、「その他の医療保険加入」で最も低く、「商業医療保険のみ加入」「混合型医療保険加入」「医療保険未加入」が中間に来た。ただし公的医療保険のみ加入の場合の「非常に幸福」の割合は、未加入に次いで低かった。いずれにせよ、未加入者の幸福度が必ずしも低くないことが注目された。

順序ロジット分析の結果、「年金加入・自己負

担」と「年金加入・両方負担」は「年金未加入」に比べ幸福度が低く、保険料の負担感が影響していることが示された。一方、医療保険加入類型は幸福度に有意な効果を与えていなかった。世代別に層化した分析では、55～59歳で「年金加入・自己負担」と「混合型医療保険加入」が幸福度を抑圧する効果が見られ、保険料負担感の影響が示唆された。一方で70歳以上では「年金加入・勤務先負担」で幸福度が有意に高かったが、医療保険加入の効果は5%水準で有意でなかった。

C-3. 中国高齢化の地域比較

中国の人口高齢化の特徴として、(1)高齢者人口規模の巨大さ、(2)高齢化の急速さ、(3)地域発展の不均衡、(4)都市格差の大きさ、(5)女性高齢者の多さ、(6)未富先老が指摘される。地域別では、都市部より農村部の方が高齢化していることが確認されている。省級別の65歳以上割合は、チベット自治区(4.83%)から重慶市(12.42%)の幅がある。四川省はもともと離農向都移動が盛んで、重慶市でさえ生産年齢人口の流出が大きい。四川省以外で高齢化が進んでいるのは江蘇省と湖南省である。チベットに次いで65歳以上割合が低いのは寧夏回族自治区、新疆ウイグル自治区、広東省、青海省で、労働力流入が顕著な広東省以外は漢族以外の自然動態率によると思われる。

広州市は中国全土から労働力を吸引しているが、高齢化の度合いは広州市籍を持つ者と外来者では大きく異なり、外来人口に占める65歳以上割合は1.19%に過ぎない。このため外来者が多い地区とそうでない地区では、高齢化率が大きく異なる。広州老年学会(2010)の高齢者生活状況調査によると、高齢者の所得水準が低く経済的に脆弱で、農村部では公共施設が十分でなく、十分な医療を受けられない等の問題がある。基本年金保険参加率は、都市部の74.3%に対し農村部は8.9%と大差がある。高齢者の子との同居割合は都市部で64.5%(1998)25.5%(2008)、農村部でも76%(1998)40.5%(2008)と激減した。一方で養老院入居希望は都市部で32.4%(1998)49.1%(2008)、農村部でも21%(1998)37.8%(2008)と増加した。

中国農村の社会保障は、1986年に貧困対策として始まった。まず広州・深圳、北京・浙江、

上海・成都でモデル事業として行われた。2002年からは農村部の社会保障が重視されるようになった。2008年の中国人民大学の調査によると、医療保険に加入している農民は39.1%、年金保険に加入している農民は8.3%だった。

張秀蘭(2012)は、高齢者福祉の問題点として、(1)農村人口の年金加入率の低さ、(2)戸籍制度に伴う農村差別、(3)一人っ子政策の高齢化促進効果、(4)離農向都異動に伴う農村部の高齢者の脆弱性、(5)農村部の急速な高齢化をあげた。山東省における分析では、高齢化は既に社会保障財政を圧迫し、特に農村で顕著である。

C-4. 東アジアにおける宗教と健康関連行動・意識 EASS2010の比較分析

日本・韓国・中国の総合的社会調査(2010年)および台湾社会変動調査(2011年)の個票データを用い、喫煙・飲酒・運動のような健康行動とウェルビーイング、および老後への懸念について分析した。単純集計を見ると、喫煙率は一般に男性の方が高いが、日本が男35%・女11%であるのに対し、中国は男60%・女5%、韓国は男53%・女6%と男女差が極端である。一方台湾は男66%・女51%で、女性の喫煙率が高い。飲酒率も中国では男64%・女14%で、男女差が著しい。日本の男84%・女58%に対し、韓国は男80%・女56%で似たような水準である。台湾は男79%・女63%で、ここでも女性の飲酒率が高く男女差が小さい。四カ国中最もよく運動するのは台湾、最も運動しないのは中国で、四カ国とも女性の方が運動しない人が多い。鍼灸を最も利用するのは韓国、漢方薬を最も利用するのは中国で、いずれも日本で利用が最も少ない。四カ国とも女性の方が多く利用する。指圧・マッサージの利用が最も多いのは日本で、最も少ないのは中国であり、やはり四カ国とも女性の方が多く利用する。社会的信頼感は日本と中国が高く、韓国と台湾で低いが、男女差は小さい。不幸福感は韓国・中国が高く、台湾で低く、男女差は小さい。「将来希望なし」は、男性では日本、女性では韓国が最多で、中国では男女とも少ない。老後の体力・決断力・財政力への懸念は、いずれも女性で強い。一般に日本人男性は最も心配性だが、台湾人女性は日本人女性より老後への懸念が強く、中国人女性も決断力・財政力に関しては日本人女性より懸念が強

い。

ロジット分析の結果を見ると、宗教は喫煙・飲酒を抑制するという結果が多い。ただし日本の60代男性は無宗教の方が飲酒率が低く、韓国の仏教徒男性は喫煙率が高く、韓国の30代女性は無宗教の方が飲酒率が低く、台湾人男性は無宗教の方が飲酒率が低く、中国の60歳以上男性は無宗教の方が飲酒率が低く、仏教徒女性は飲酒率が高いといった錯綜した結果も得られた。無宗教は「運動せず」を増やす傾向があるが、一部プロテスタントやその他の宗教で運動週間を抑制する結果が見られた。宗教は社会的信頼感を促進するという結果が多いが、韓国の仏教徒は社会的信頼感が低く、台湾では無宗教の方が社会的信頼感が高いという結果もある。幸福度は無宗教の方が高いのが一般的で、これは不幸を感じる人が入信しやすいためと思われる。日韓の男性仏教徒は「将来希望なし」が多いが、台湾では宗教がこうした無力感を抑制していた。中国の20~30代男性では無宗教でむしろ無力感が少ない。無宗教の方が老後の懸念が少ないという関係は、日本人女性、台湾人男女、中国人男女で見られた。韓国ではキリスト教信者で老後の懸念が小さく、無宗教で大きいという関係が一般的だった。

C-5. 韓国の高齢者対策：女性独居老人問題・老人自殺予防センターを中心に

韓国では高齢者の貧困率・自殺率の高さが社会問題化しており、各自治体も独居老人支援や自殺防止対策に注力している。ソウル市の場合、独居老人は2011年に100万人を超えるが、女性が男性の4倍近いことから、独居老女に特化した対策を準備中である。対策立案のための研究結果を見ると、女性の独居老人は食生活が不適切で疾病率が高く、雇用機会が乏しく、家族からの支援を欠き、年齢や階層によって異なるニーズがあることが示された。

2012年の「ソウル高齢者総合計画」は高齢者全般を対象とする総合的な行動計画で、第2人生設計の支援、オーダーマイド型雇用、健康な老後、住みやすい環境、活気のある余暇文化、尊重と世代統合の6分野35政策で構成される。これを踏まえた女性独居老人対策が、近く策定されるものと思われる。

城南市の盆唐老人自殺予防センターは、高齢

者の自殺を予防するための多様なプログラムを実施している。実施している事業としては、市内の高齢者を対象とする心理健康度調査、自殺予防キャンペーン、警察・病院・保健所との連携強化、自殺リスク老人に定期的に電話をするTele-check事業、リスク老人の発見・監視に当たるGate-keeper育成事業、地域住民を対象とする自殺予防教育、主に鬱病患者を対象とする集団相談、自殺未遂者等を対象とする事例管理、リスク老人への相談および心理検査などがある。

C-6. 総人口増加率に期首人口割合が及ぼす影響：シンガポールと横浜市の比較分析

1980年以後の新嘉坡の人口増加(民族別)を横浜市(区別)と比較した。特定期間の人口増加率は、出生による純増とコーホート変化率による変動に分解できる。前者は期間内の出生者が期末に0~4歳になるまでの死亡・移動を考慮したもので、後者は純移動率と死亡率の差の加重平均である。特定期間のコーホート変化率から得られた安定人口の年齢構造と実際の年齢構造を比較することにより、過去の人口動態が現在とどのように違っていたかを推し量ることができる。

1980年以後の人口の変化を見ると、シンガポール人口は少子高齢化が進んでおり、特に中国系で著しい。5年期間の人口増加率は、1995~00年の9.6%台から2000~05年には5.9%に落ち、2005~10年は8.8%まで回復した。マレー系の人口増加はほとんど自然増加だが、中国系では1.7~4.6%の社会増加が見られる。横浜市の人口増加率はシンガポールより低く、1980年代の横浜市が2000年代のシンガポールに対応する。当然シンガポールより高齢化しており、粗死亡率が高い。年齢構造も、1980年代の横浜市と2000年代のシンガポールが似ている。

シンガポールも横浜も実績値の方が安定人口より若い。これは過去の方が若中年人口の転入超過が著しかったことによる。1980年代のシンガポールでは自然増加率はゼロに近かったが、それ以前にはかなりの若年層の流入があったため、20~30代が安定人口より多かった。1990年以後は自然増加が2.3~5.6%と大きくなり、少子高齢化を抑制した。

横浜市の社会増加率は、1980年代には3.3~4.4%でシンガポールを上回っていたが、1990

年代は0.2~1.5%と低調で、2000年代も2%代でシンガポールを下回っている。最近の横浜市は実績値と安定人口の年齢構造の差が小さくなっており、実際に自然増加率も2005~10年には1.0%まで低下している。

D. 考察

日本は現在世界で最も高齢化が進んだ国だが、国連の将来人口推計によると2060年には韓国・台湾の高齢化が日本を上回ると予想される。近年日本の合計出生率が1.4を上回る水準まで回復しているのに対し、韓国・台湾の合計出生率が1.3以下にとどまっていることを考えると、これは十分にあり得るシナリオである。一方で中国の出生率・死亡率水準は日韓台の水準まで落ちることはないと言われるため、人口学的指標だけをみると中国の人口高齢化は日韓台ほどの水準には至らないとされる。中国の人口高齢化の深刻さは、人口それ自体よりも「未富先老」と呼ばれるように人口と経済の不均衡に現れる。中国はまだ韓国・台湾ほどの経済発展水準に到達していないが、人口学的ボーナスは韓国・台湾と同時期に終了してしまう。

東アジア諸国には福祉充実とセーフティネット拡大への強い要望がある一方で、経済成長が最優先される雰囲気がある。特に中国は政治的安定のためにも経済成長が必須で、富の再分配や社会的弱者への配慮、環境保護などは後回しにされざるを得ない状況にある。東アジア諸国は、こうした経済成長優先のため高齢者福祉の充実を遅らせざるを得ないが、未富先老のような人口の早老化が経済成長を妨げることで、高齢化への対応がさらに遅れる危険をかかえている。

中国は婚姻法や老年人權益保障法によって、子による老親の扶養（贍養）義務を法的に定めている世界でも稀な国である。2013年の老年人權益保障法改正では、子の老親宅訪問を義務化した。2013年にはまた一人っ子政策を緩和し、夫婦とも一人っ子であれば2人目の出産が許容されるようになった。これらはセーフティネットが未発達な状況で進行する高齢化に対処するため、家族による高齢者の扶養・介護を強化するか、すくなくとも保持しようとする狙いがあると見られる。

韓国や台湾の政府文書に見られる伝統的価値の強調・涵養政策も、公的対応が後れる中で家族による高齢者の扶養・介護機能を維持し、問題の悪化を防ごうとする戦略ともとれる。しかし韓国の高齢者の独居割合は既に日本を上回るなど、家族変動も人口高齢化に劣らず急速に進んでおり、伝統回帰で解決する問題ではなさそうである。日本もかつて高齢の親と成人した子の同居を福祉の含み資産とする考え方があったが、伝統的家族パターンを保護して人為的に家族変動を遅延させ、公的支援の負担を抑制しようとする政策はうまく行かないだろう。

台湾の都市化や家族変動は韓国に比べ緩慢で、EASS2006結果をみると伝統的家族意識も韓国より色濃く残存しているように思われる。独居高齢者も韓国より少なく、世代間の絆も強いとしたら、公的扶助の進展が遅くとも、脆弱な高齢者は韓国ほどには急増しないかも知れない。一方で韓国を下回る出生率が伝統的家族観とポスト近代的状況の間の葛藤のためだとしたら、長期的には韓国より急激で深刻な高齢化をもたらすことになり、高齢者の福祉は深刻な脅威にさらされるだろう。

E. 結論

国民移転計算(National Transfer Account)の枠組では、高齢者の支出は「公的移転」「私的移転」「資産運用」の組合せによって賄われる。日本とシンガポールの公的移転は比較的充実しているが、ごく最近国民皆年金化が達成された台湾と中国は遅れており、韓国はその中間に位置する。家族扶養を中心とする私的移転については、圧縮的都市化により日本を上回る独居割合を示す韓国の高齢者が最も脆弱と見られる。都市化が緩慢だった台湾の高齢者は、家族による庇護が比較的厚いように思われる。本人夫婦の勤労所得や貯蓄の切り崩しや借金を含む資産運用に関しては、「未富先老」が問題となっている中国の高齢者が最も脆弱と考えられる。

一般には公的移転の役割が増す「福祉国家化」が世界史的な流れだが、国ごとに歴史的経緯も現在の状況も異なる。特に中国は法的に親孝行を義務化し、家族主義の涵養によって社会保障制度の未整備を補完しようとしている世界でも稀な国である。巨大人口国として、移民の受入

が問題外なのも中国の特徴である。中国以外の四カ国では外国人労働者や移民受入に向けた真剣な議論がなされており、東アジアで高級人材の獲得競争が展開される可能性もある。アベノミクスやクネノミクスといった経済政策の競争は現在進行中だが、女性と高齢者の活用を目指す雇用対策は高齢者の生活に直接的な影響を及ぼす。東アジアの急激な高齢化への請託的対応としては、社会保障政策を中心にこれらの広汎な政策とその成否について判断する必要があるう。

F. 健康管理情報
なし

G. 研究発表

1. 論文発表

SUZUKI, Toru (2014) *Low Fertility and Population Aging in Eastern Asia*, Tokyo, Springer.

SUZUKI, Toru (2013) "Japan's Low Fertility and Policy Interventions," Paper presented at XXVII IUSSP International Population Conference, Busan, Korea, August 2013.

KOJIMA, Hiroshi (2013) "Premarital Cohabitation and the Timing of Family Formation in East Asia and the West." 27th IUSSP International Population Conference, Busan, Korea, August 28, 2013 (2013.8.28)

KOJIMA, Hiroshi (2014) "The Effects of Religion on Fertility-Related Attitudes in Japan, South Korea and Singapore." International Conference on Discrepancies between Behavior and Attitudes toward Marriage and Fertility in Asia, 13-14 February 2014, Asia Research Institute, National University of Singapore (2014.2.14).

小島宏(2013)「東アジアにおける子育て支援制度利用経験の関連要因」『人口問題研究』, 第69巻第1号, pp.67-93.

小島宏(2013)「世界の宗教別人口のデータと将来推計」早瀬保子・小島宏編『世界の宗教と

人口』原書房, pp.1-29.

相馬直子(2013)「韓国：家族主義的福祉国家と家族政策」鎮目真人・近藤正基編『比較福祉国家』ミネルヴァ書房.

Keita Suga (2013) "The Second Demographic Transition in Singapore: Policy Interventions and Ethnic Differentials," Population Association of America Annual Meeting 2013, New Orleans, U.S.A. (2013.4.10-13)

Keita Suga (2013) "Ethnic differentials in effects of the 1st marriage and marital fertility on below-replacement fertility in Singapore, 1980-2010: A lifetable analysis," presented at Session "296": Population and policy challenges in East Asia in XXVII IUSSP International Population Conference, Busan, Korea (2013.8.26-31)

2. 学会発表

小島宏(2013)「東アジアにおける宗教と出生関連意識」日本人口学会第65回大会、札幌市立大学芸術の森キャンパス(2013.6.2)

小島宏(2013)「東アジア諸国における同棲状態の関連要因 EASS ミクロデータの分析結果を中心に」第23回日本家族社会学会大会、静岡大学(2013.9.8)

相馬直子(2013)「ケアレジームの日韓比較」社会政策学会 第126回(2013年度春季)大会、2013年5月26日、青山学院大学.

菅桂太(2013)「シンガポールにおける出生力変動の生命表分析」第65回日本人口学会大会、札幌市立大学(2013.5.1)

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

東アジアの人口高齡化 - 形式人口学的分析 -

鈴木 透 (国立社会保障・人口問題研究所)

．緒言

本稿では主に国連の将来人口推計 (UNPD, 2013) にもとづき、日本、韓国、台湾、中国、シンガポールの人口高齡化を概観する。人口高齡化の主な要因は出生力低下で、死亡力低下は副次的な役割を果たすに過ぎない。出生力低下は人口増加率低下を通じて人口高齡化を促進する一方であるのに対し、死亡力低下は個人が高齡まで生存する確率を高め高齡化を促進する反面、人口増加率を引き上げ高齡化を抑制するからである (Lee 1994)。

しかし出生力低下が高齡者割合、中位数年齢、従属人口指数といった個々の指標にどのように影響するのか、具体的なことはよくわかっていない。また出生力が置換水準未満まで低下した場合、まず出生数が減少し始め、次いで年少人口、生産年齢人口へと減少が及び、最後には老年人口も減少を始めるだろう。この過程で総人口の減少開始と従属人口指数の上昇 (人口ボーナスからオーナスへの転換) が起こるだろうが、これらの転換が起きるまでの時間や順序に出生力がどのように影響するのかもよくわからない。これは人口減少と高齡化が、ひとつの安定人口から別の安定人口へと移行する過程で開始し、あるいは進行するもので、既に安定状態にあることを前提とする安定人口理論では扱えないためである。

そこで本稿では、ごく初歩的な形式人口学的モデルを提示し、出生力低下が人口高齡化の諸指標や転換点にどのように影響するかを調べる。このモデルは出生数の減少や人口増加が時間に対し線型に進み、いずれは負の人口を生じてしまうため、100年間またはそれ未満という適用期限がある。また高齡者割合や従属人口指数や粗出生率の初期値が固定されており、実際のデータに当てはめるには限界がある。このようにエレガントとは言いがたいモデルだが、最小のパラメタで人口高齡化や人口学的ボーナスの終了、人口減少の開始といった変動を既述できる利点がある。

．東アジアの人口変動

経済発展の時期に関して言えば、日本から東アジア四龍 (韓国、台湾、香港、シンガポール) までおよそ 20 年間の開きがあり、四龍から中国までもやはり 20 年程度の間隔があるように思われる。日本の戦後高度経済成長は朝鮮戦争 (1950~53 年) をきっかけに始まり、1973 年の第一次オイルショックまで続いた。韓国の「漢江の奇跡」と呼ばれる高度成長は、ベトナム参戦 (1964 年) と日韓基本条約締結 (1965 年) を契機とし、1970~80 年代を中心に急速な成長を果たした。この時期に台湾・香港・シンガポールも急激な成長を遂げ、新興工業国 (NICs)、後に新興興業経済地域 (NIEs) の代表的な事例とされた。中国が市場経済化に踏み切ったのは 1980 年代だが、本格的な軌道に乗ったのは 1990 年代から

と考えられる。東京オリンピック（1964年）、ソウルオリンピック（1988年）、北京オリンピック（2008年）がほぼ20年間隔で並んでいるのも、日本、四龍、中国の発展段階を考える上で象徴的である。

政治的な民主化に関しては、先行した日本とそれを追いかけた韓国・台湾、および民主化が進んでいない中国・シンガポールの三つにグループ分けできる。日本の民主化は、1940年代後半に占領軍によって強制的に施行された。1987年6月に韓国では盧泰愚大統領が民主化宣言を行い、台湾では同年7月に戒厳令が解除され、民主化が達成された。この両国では産業構造や都市化、財閥の役割など経済発展の様相に様々な違いがあるが（鈴木 2013）、大局的な政治・経済発展のスケジュールはよく似ている。このように日本よりほぼ40年遅れて民主化した韓国・台湾に対し、いまだに中国は共産党、シンガポールは人民行動党の実質的な一党独裁下にある。

図1. 東アジアの合計出生率

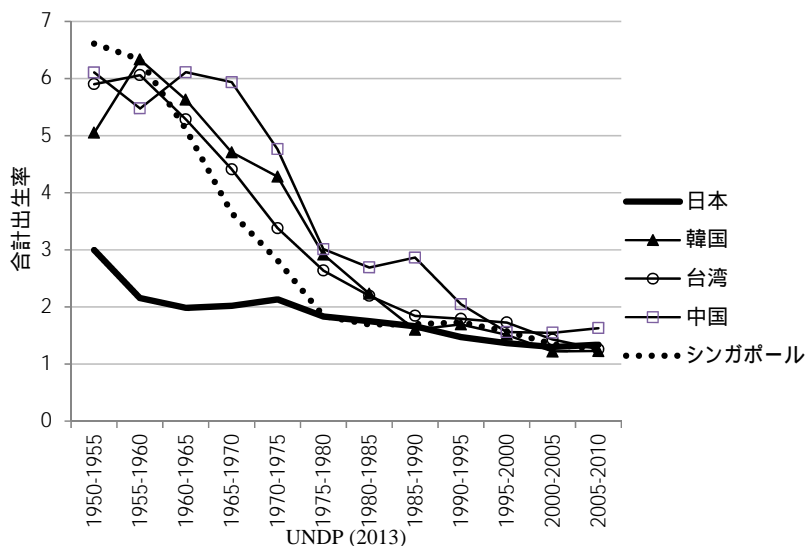


図1はUNPD(2013)による1950～2010年の合計出生率の推移を示した者である。これによると東アジアの出生率低下は、政治的民主化よりは経済発展のスケジュールによく対応しており、高度経済成長の初期がその直前に低下を開始している。日本では戦後ベビーブーム期（1947～49年）に4.5前後の合計出生率を記録したが、1950年代には急激な出生率低下が生じた。1950年代後半には早くも

置換水準に達し、1956～64年には置換水準をわずかに下回る出生率が続いた。

東アジア四龍の中では、シンガポールの出生率低下が韓国・台湾に先行した。シンガポールは1965年にマラヤ連邦から分離独立した当初から、人口増加が限られた資源を圧迫し経済発展を阻害することを恐れ、強力な出生抑制策が進められた（Leong and Sriramesh 2006, p. 246）。韓国でも第1次経済開発5ヶ年計画（1962～66年）において、高い人口増加率が経済発展を阻害するとの認識が確立し、家族計画事業の推進が決議された（

2005, p. 67）。台湾でも民国53年（1964年）から、政府の家族計画プログラムが全面的に推進されるようになった（内政部 2011, p. 39）。このように三国ともほぼ同時期に出生抑制策を導入したが、農村部に家族計画を普及させる必要がないシンガポールの出生率低下が最も急速に進んだ。

中国では文化革命中のイデオロギー闘争を経て1970年代には出生抑制策の必要性が認識され、1979年には厳格な一人っ子政策が始まった。UNPD(2013)によると1970年代前半から急激な出生率低下が始まっており、四龍より10年程度の遅れにとどまっている。2005～10年の合計出生率の推定値は1.63で、1.2～1.4の値を示す他の4カ国よりは高い。

図には示さなかったが UNPD(2013)が仮定する将来の合計出生率は、シンガポールが 1.47 程度までの回復にとどまるのに対し、日韓台中は 1.8 以上まで回復するというシナリオになっている。

図 2 は 65 歳以上割合の変化を、将来推計値を含めて比較したものである。韓国・台湾はほぼ同じ軌跡をたどり、2060 年頃に日本を追い越すというシナリオになっている。シンガポールは合計出生率の低さにもかかわらず韓国・台湾を下回る高齢者割合を示すが、おそらく国際人口移動の影響だろう。しかし 2080 年以後は合計出生率の効果が現れ、韓国・台湾をも上回る高齢者割合を示すようになる。中国は合計出生率が他より高めに推移することもあり、65 歳以上割合も低い水準に収束する。副次的ではあるがこれには死亡率水準も影響しており、UNPD(2013)が想定する 2095 ~ 2100 年の平均寿命（男女込み）は他の 4 カ国が 90 歳を上回るのに対し、中国は 85.35 歳とされる。

図 3 は中位数年齢を比較したものである。65 歳以上割合の上昇が初期に必ず加速するのに対し、中位数年齢は直線的に上昇している。韓国・台湾の中位数年齢は最初から日本より急な傾きを持って上昇し、65 歳以上割合より早い 2050 年頃には日本を追い越すという予測になっている。シンガポールの中位数年齢は、最初は韓国・台湾より急な傾きを持って上昇するが、次第に減速する。しかし 2050 年を過ぎても上昇が止まらないため、2080 年には 5 カ国中で最も高い値を示すようになる。1970 ~ 2030 年における中国の中位数年齢の傾きは、日本とほぼ同程度である。また 65 歳以上割合と同じく、他の 4 カ国より低い値に収束する。

図 4 は従属人口指数 = (15 歳未満人口 + 65 歳以上人口) / 15 ~ 64 歳人口の推移を比較

図2. 東アジアの65歳以上割合

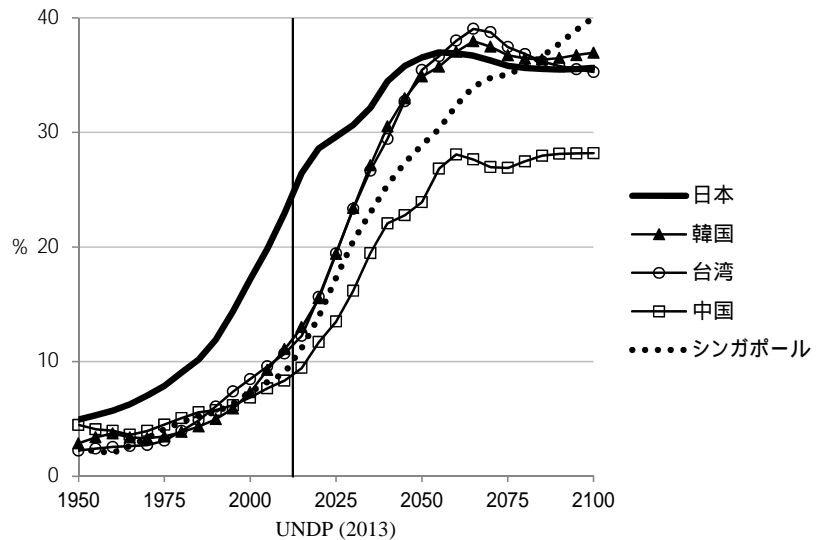
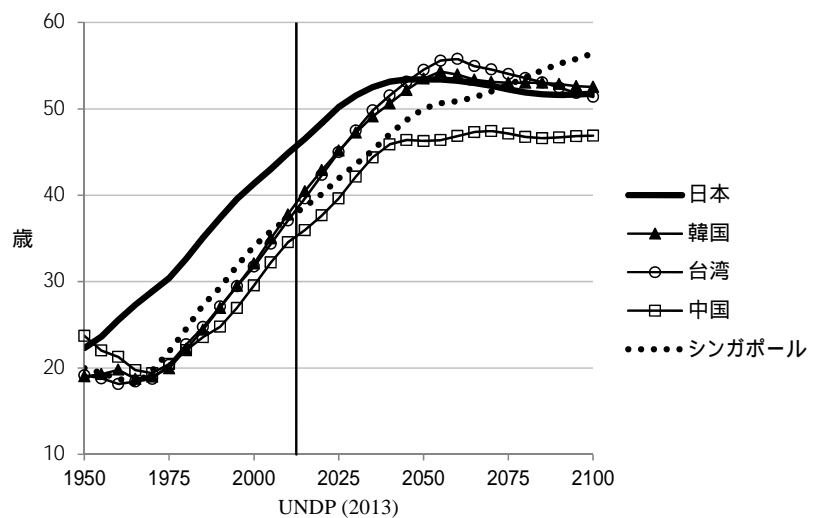
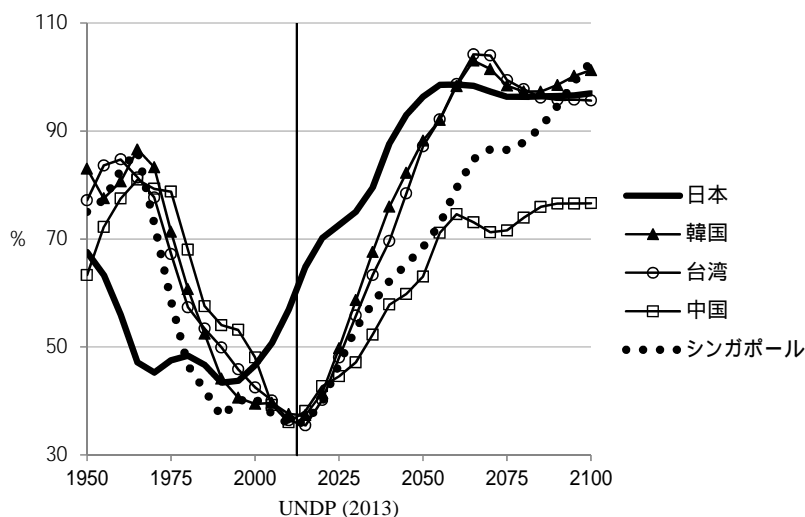


図3. 東アジアの中位数年齢



したものである。日本は 1990 年の 43.4%を底に上昇に転じており、この時点で人口学的ボーナスが終了し、人口学的オーナスに転じたと考えられる。UNPD(2013)には 1950 以前の資料がないが、国勢調査による従属人口指数は 1930 年が 70.5%、1940 年が 70.9%、1947 年が 66.9%、1950 年が 67.5%となっている(国立社会保障・人口問題研究所 2013, p. 30)。人口ボーナスの開始時期を 1950 年とすると、40 年間続いたことになる。

図4. 東アジアの従属人口指数



日本以外の 4 カ国はちょうど人口学的ボーナスの終了時期にさしかかっており、2010 ~ 15 年を底に上昇に転じると予測されている。開始時期は 1960 ~ 65 年であり、日本より長い 50 年程度続いたことになる。また従属人口指数の極小値は、日本より低い 35%程度まで低下する。また韓国・台湾は上昇の速度が日本よりはるかに速く、2060 年頃には日本を追い越すと予測されている。中国とシンガポールの上昇速度は、日本と

あまり変わらない。

表1. 東アジアにおける人口の転換点

転換点	日本	韓国	台湾	中国	シンガポール
	時期				
置換水準到達	1955 ~ 60年	1985 ~ 90年	1985 ~ 90年	1990 ~ 95年	1975 ~ 80年
自然減少開始	2005 ~ 10年	2035 ~ 40年	2025 ~ 30年	2030 ~ 35年	2035 ~ 40年
人口減少開始	2010 ~ 15年	2035 ~ 40年	2025 ~ 30年	2030 ~ 35年	2055 ~ 60年
0 ~ 14歳人口減少開始	1955 ~ 60年	1975 ~ 80年	1970 ~ 75年	1975 ~ 80年	1965 ~ 70年
15 ~ 64歳人口減少開始	1995 ~ 00年	2015 ~ 20年	2015 ~ 20年	2015 ~ 20年	2020 ~ 25年
65歳以上人口減少開始	2045 ~ 50年	2060 ~ 65年	2050 ~ 55年	2060 ~ 65年	2070 ~ 75年
	人口学的ボーナス				
従属人口指数低下開始	1950 ~ 55年	1965 ~ 70年	1960 ~ 65年	1965 ~ 70年	1965 ~ 70年
従属人口指数上昇開始	1990 ~ 95年	2015 ~ 20年	2015 ~ 20年	2010 ~ 15年	2010 ~ 15年
持続期間	40	50	55	45	45
	置換水準到達からの年数				
自然減少開始	50	50	40	40	60
人口減少開始	55	50	40	40	80
0 ~ 14歳人口減少開始	0	-10	-15	-15	-10
15 ~ 64歳人口減少開始	40	30	30	25	45
従属人口指数上昇開始	35	30	30	20	35
65歳以上人口減少開始	90	75	65	70	95

UNPD(2013)による

表 1 に東アジア 5 カ国の人口変動の転換点をまとめた。日本の合計出生率は 1956 年に 2.22 で、この年の純再生産率は 0.99 と計算されたので、置換水準を下回ったことがわかる。各国の統計局によると、韓国の合計出生率は 1983 年に 2.08、台湾の合計出生率は 1984

年に 2.06 を記録しているが、5 年期間の合計出生率では 1985～90 年に置換水準に到達したことになる。シンガポールの合計出生率は 1970 年に 2.07 を記録しており、やはり 1970 年代前半に置換水準に達していたかもしれない。

国際人口移動の影響が小さい場合、自然減少の開始時期と総人口の減少開始時期はほぼ一致するはずである。しかし日本では 2007 年から自然減少に転じたのに対し、2010 年国勢調査人口は 2005 年をわずかに上回ったため、5 年期間では 2010～15 年を人口減少開始の時期と考えざるを得ない。韓国・台湾・中国では時期が一致しているが、シンガポールは自然減少に転じた後も人口増加が続くと予想されており、国際人口移動の影響が大きいことがわかる。

日本の場合、置換水準到達（1956 年）から自然減少開始（2007 年）まで、正確には 51 年かかっている。韓国は日本と同程度だが、台湾・中国は 40 年と短い。一方でシンガポールは、自然減少まで 60 年、人口減少まで 80 年あり、非常に長い期間にわたって人口増加を維持するという予測である。

0～14 歳人口は、出生率が近い水準に至っていなくても、出生率が一定期間低下すれば減少し得る。しかしデータの制約から、出生率の低下開始時期を特定するのは難しい。置換水準到達を基準にすると、その 0～15 年前には減少が始まっている。

15～64 歳人口が既に減少しているのは日本だけで、他の 4 カ国は将来推計値である。これによると韓国・台湾は置換水準到達から 30 年、中国は 25 年と日本より短く、シンガポールは 45 年と日本より長い。置換水準から人口学的ボーナス終了までの期間は、15～64 歳人口の減少開始までと同じか、やや短い。これは 15～64 歳人口の増加率が負になる以前に、65 歳以上人口の増加によって従属人口指数が上昇に転じ得ることを示唆している。65 歳以上人口の減少開始は、最も早い日本でも 2045～50 年と、遠い将来のことである。

以上、東アジア 5 カ国を比較したが、65 歳以上割合と中位数年齢の上昇の形状はなぜ違うのか、それらの上昇速度はどのように決まるのか、従属人口指数の極小値や各種転換点までの期間にはどのような要因が作用しているのか、疑問が多い。そこで極度に単純化した形式人口学的モデルを用い、出生力低下が各種指標や期間に及ぼす影響を数学的に特定してみたい。

・人口高齢化の線型モデル

1. 線型モデル

初期状態 ($t=0$) では年齢別人口は年齢に対し直線的に減少し、最大年齢 ω を底辺、0 歳人口 B を高さとする直角三角形で表されるとする。具体的な数値例としては、 $\omega=B=100$ とする。総人口は $\omega B/2=5,000$ で、 ω が千人単位なら 500 万人、万人単位なら 5,000 万人の初期人口を想定していることになる。高齢人口の下限を β とする。 $\beta=65$ の場合、高齢人口は底辺と高さが 35 の直角三角形の面積より $35^2/2 = 612.5$ で、初期の 65 歳以上割合は 12.25% とやや高めの値に固定されることになる。

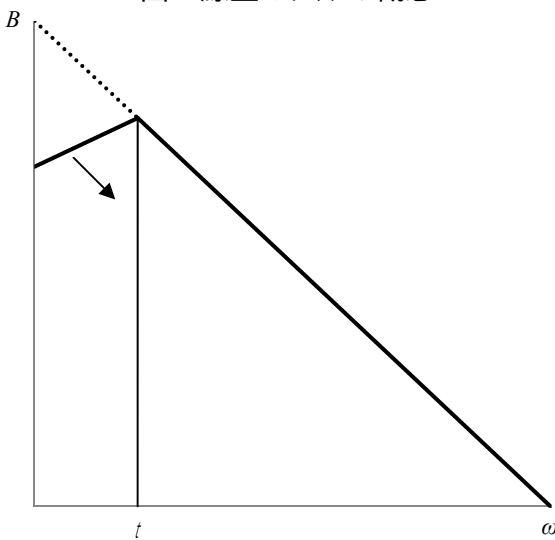
t 年には t 歳以上人口はそのまま、切片が B 、傾きが $-B/\omega$ の直線で表される。一方、 t 歳未満人口は初期人口の直線と t 歳で交わり、傾きが c の直線で表されると仮定するⁱ。出生力低下によって年齢構造がピラミッド型から釣鐘型や壺型に変化するためには、 $-B/\omega < c$

でなければならない。 t 年の切片すなわち0歳人口または出生数は $B - (B/\omega + c)t$ となる。これは出生数が毎年 $B/\omega + c$ 人ずつ減少することを意味する。 t 年の t 歳未満人口と t 歳以上人口を表す直線は、

$$P(x, t) = B - \left(\frac{B}{\omega} + c\right)t + cx, \quad 0 \leq x < t, \quad (1-1)$$

$$P(x, t) = B - \frac{B}{\omega}x, \quad t \leq x \leq \omega. \quad (1-2)$$

図5. 線型モデルの概念



ω 年以降は負の人口を生じるので、モデルの有効期間は ω 年以下である。また $0 < c$ だと $B\omega/(B + \omega c)$ 年以降は0歳人口が負になるので、モデルの有効期間は ω 年より短い。たとえば $\omega = B = 100$ で $c = 1$ なら、モデルの有効期間は50年となる

t 年の t 歳以上人口は、底辺と高さが $P(t, t)$ と $\omega - t$ の直角三角形の面積である。また t 歳未満人口は、上底と下底が $P(0, t)$ と $P(t, t)$ で高さが t の台形の面積になる。したがって t 年の総人口は、

$$TP(t) = \frac{B\omega^2 - (B + \omega c)t^2}{2\omega}. \quad (1-3)$$

$\omega = B = 100$ なら $TP(t) = 5000 - 0.5(1 + c)t^2$ となる。

2. 老年人口割合

老年人口の下限を β 歳とする。 $t < \beta$ では、 β 歳以上人口は底辺と高さが $P(\beta, 0)$ と $\omega - \beta$ の直角三角形のままで変化しない。 $\beta \leq t$ では、 β 歳以上人口は底辺と高さが $P(t, 0)$ と $\omega - t$ の直角三角形と、上底・下底が $P(t, 0)$ と $P(\beta, t)$ で高さが $t - \beta$ の台形の和になる。これらを総人口で割って、 t 年の老年人口割合は、

$$f_{\beta}(t) = \frac{(\omega - \beta)^2}{\omega^2 - (1 + \omega c/B)t^2}, \quad t < \beta, \quad (2-1)$$

$$f_{\beta}(t) = \frac{B(\omega - t)(t - 2\beta + \omega) - \omega c(t - \beta)^2}{B\omega^2 - (B + \omega c)t^2}, \quad \beta \leq t. \quad (2-2)$$

$\omega = B = 100, \beta = 65$ なら(2-1)は $f_{65}(t) = 1225 / \{10000 - (1 + c)t^2\}$ だが、分母の $10000 - (1 + c)$

t^2 はモデルの有効期間内では常に正である。このとき $f_{65}(t)$ の t に関する一次微分の分子は $2450(1+c)t$ で、 $0 < c$ であれば 65 歳以上割合は増加することがわかる。二次微分の分子は $2450(1+c)\{10000 - (1+c)t^2\}$ 、 $\{10000 + 3(1+c)t^2\} > 0$ で 65 歳以上割合の増加は加速することがわかる。図 6 に見るように、出生力低下のパラメタである c が大きいほど、65 歳以上割合は高くなり、しかも急速に加速する。前述のように、このモデルでは 65 歳以上割合の初期値は 12.25% に固定されており、観測値への当てはめはできない。

図6. 65歳以上割合

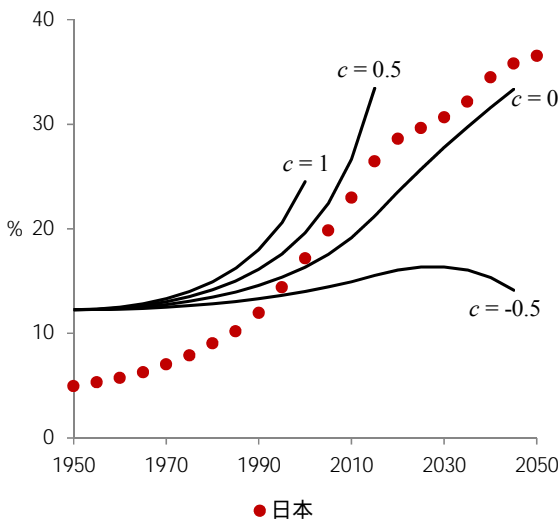
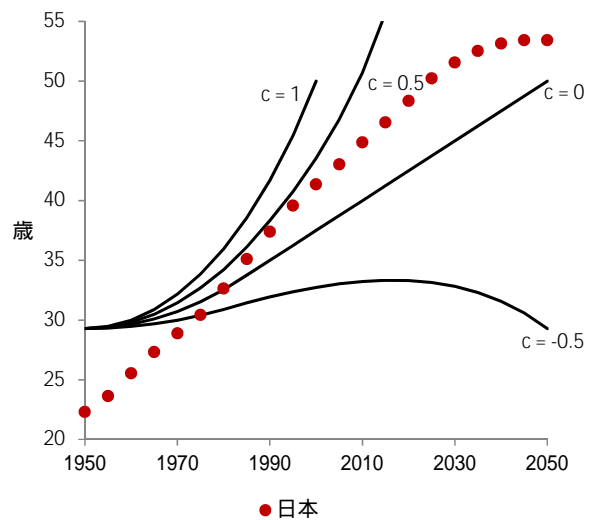


図7. 中位数年齢



3 . 中位数年齢

中位数年齢 $x_M(t)$ の初期値も固定されており、 $x_M(0) = \omega - \omega/\sqrt{2}$ 、 $\omega=100$ なら 29.29 歳である。 $0 < t$ について中位数年齢を求めるには、まず t 歳未満人口が総人口の半数になる時点 τ_M を求める必要がある。

$$\tau_M = \frac{2 - \sqrt{1 - \omega c / B}}{3 + \omega c / B} \omega. \quad (3-1)$$

$\omega=B$ なら τ_M は、 $c=-0.5$ のとき 31.0 年、 $c=0$ のとき 33.3 年、 $c=0.5$ のとき 36.9 年、 $c=1$ のとき 50 年などとなり、 c に対し増加関数であることがわかる。中位数年齢は、

$$x_M(t) = \omega - \sqrt{\frac{\omega}{B} TP(t)} = \omega - \sqrt{\frac{\omega^2 - (1 + \omega c / B)t^2}{2}}, \quad t < \tau_M, \quad (3-2)$$

$$x_M(t) = \frac{-P(0,t) + \sqrt{P(0,t)^2 + c TP(t)}}{c}, \quad \tau_M \leq t, c \neq 0, \quad (3-3)$$

$$x_M(t) = \frac{\omega + t}{4}, \quad \tau_M \leq t, c = 0. \quad (3-4)$$

老年人口割合が t に関する二次関数のままであるのに対し、中位数年齢は t の二次関数

の平方根になっているため、老年人口割合に比べて直線的な変化を示す。特に $c=0$ の場合、33.3 年以降は(3-4)に示された直線になる。ただし c が負であれば、中位数年齢は単調増加関数ではなく、モデルの有効期間内に減少に転じる。 $\omega=B=100$ なら減少開始年は $200/(1+c) + (-20000 c^3)^{0.5} / (c^2+2c)$ で与えられ、図の $c=-0.5$ の場合は 66.7 年後である。

4 . 従属人口指数

年少人口と生産年齢の境界を α 歳とする。 t 年の年少人口 (α 歳未満) を $C(t)$ 、生産年齢人口 (α 歳以上 β 歳未満) を $W(t)$ 、老年人口 (β 歳以上) を $E(t)$ とすると、

$$C(t) = \frac{B\alpha(2\omega - \alpha)}{2\omega} - \left(\frac{B}{2\omega} + \frac{c}{2}\right)t^2, \quad 0 \leq t < \alpha, \quad (4-1)$$

$$C(t) = B\alpha + \frac{c\alpha^2}{2} - \alpha \frac{B + \omega c}{\omega} t, \quad \alpha \leq t, \quad (4-2)$$

$$W(t) = W(0) = \frac{B(\beta - \alpha)(2\omega - \alpha - \beta)}{2\omega}, \quad 0 \leq t < \alpha, \quad (4-3)$$

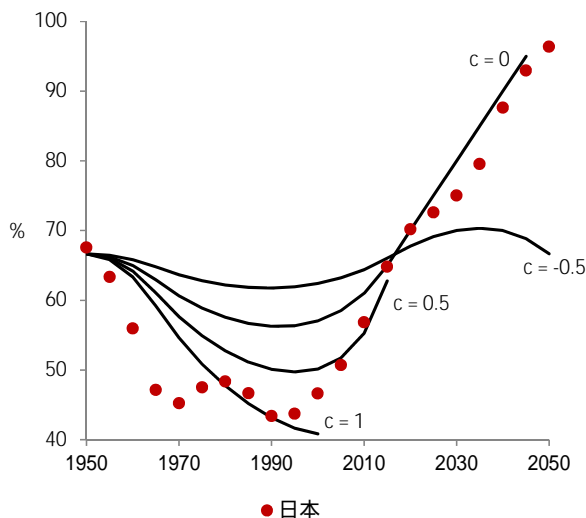
$$W(t) = B(\beta - \alpha) - \frac{B\beta^2}{2\omega} - \frac{\alpha^2 c}{2} + \frac{\alpha(B + \omega c)}{\omega} t - \frac{B + \omega c}{2\omega} t^2, \quad \alpha \leq t < \beta, \quad (4-4)$$

$$W(t) = B(\beta - \alpha) - \frac{(\beta^2 - \alpha^2)c}{2} - \frac{(\beta - \alpha)(B + \omega c)}{\omega} t, \quad \beta \leq t, \quad (4-5)$$

$$E(t) = E(0) = \frac{B(\omega - \beta)^2}{2\omega}, \quad 0 \leq t < \beta, \quad (4-6)$$

$$E(t) = \frac{B(\omega - t)(t - 2\beta + \omega) - \beta c(t - \beta)^2}{2\omega}, \quad \beta \leq t. \quad (4-7)$$

図8. 従属人口指数



$\omega=B=100, \alpha=15, \beta=65$ の場合の初期値は、 $C(0)=1387.5, W(0)=3000, E(0)=612.5$ で、従属人口指数の初期値は 66.7%となる。これはたまたま 1950 年の日本の従属人口指数(67.6%)に近いが、モデルの従属人口指数は実績値ほど急激には低下しない。 c が大きいほど従属人口指数は急激に、低い値まで低下するが、 c が 1 に近い値だと従属人口指数が再上昇し始める前にモデルの有効期間が尽きてしまう。人口学的ボーナスからオーナスへの転換点が有効期間内に来

るためには、 $c < 11760/12240=0.96$ でなければならない。

c が-1に近い値でない限り、転換点は15~65年の期間に含まれると考えられる。この場合、老年人口は初期値のままであり、従属人口指数は $DR(t)=\{C(t)+E(0)\}/W(t)$ で得られる。 $DR(t)$ が減少から増加に転じる時点 τ_D を求めるには、 $DR(t)$ を t で微分して0とおけばよい。 $\omega=B=100$, $\alpha=15$, $\beta=65$ の場合、 τ_D は二次方程式 $3(1+c)t^2 - 5(169+9c)t + 3000=0$ の小さい方の根で、

$$\tau_D = \frac{5(169+9c - \sqrt{81c^2 - 11358c + 14161})}{6(1+c)} \quad (4-8)$$

図9は出生力低下のパラメタ c と従属人口指数が増加に転じる時点 τ_D の関係、図10はと従属人口の極小値 $DR(\tau_D)$ の関係を示したものである。出生力低下が急激だと、人口学的ボーナスは長く続き、従属人口指数はより低い値まで下がることがわかる。もちろん急激な出生力低下は、 τ_D 以後の従属人口指数を急激に上昇させるだろうが、 τ_D 時点までの人口学的ボーナスに対しては肯定的な影響を与える。

図9. 出生力低下と従属人口指数の転換点の関係

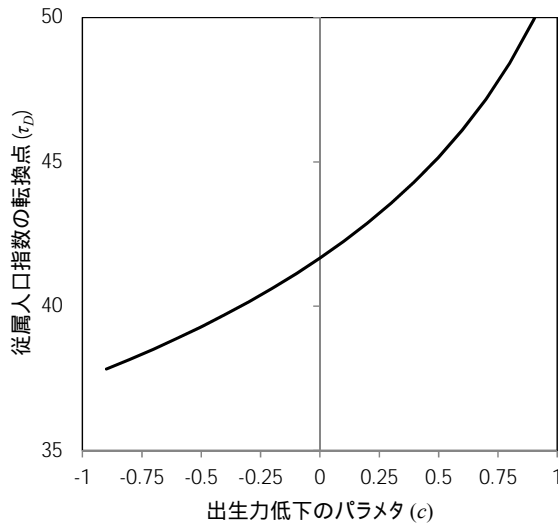
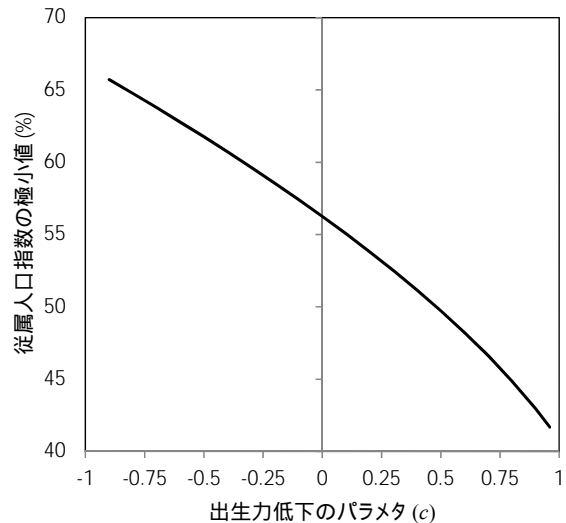


図10. 出生力低下と従属人口指数の極小値の関係



5. 人口増加の慣性

ここまでは出生力低下開始以前の人口が静止人口だったことを暗黙裡に仮定しており、したがって出生力低下と同時に総人口が減少を開始することになっていた。そこで出生力低下が過去の増加慣性を打ち消して人口を減少させるまでの時間を扱えるようにするため、初期人口は全年齢が等しい増加率を持つ安定人口だったと仮定する。これまでの結果を有効にするため、出生力低下後も全年齢が等しい増加率を持ち、 t 年の年齢別人口に一樣に同じ乗数をつけることにする。出生力低下以前の増加率を $r_0 > 0$ として、本来は $(1+r_0)^t$ が $\exp(r_0 t)$ を乗数にすべきだが、ここでは解析的に扱いやすくするため直線的増加を仮定す

る。増加率を考慮した場合の t 年 x 歳人口を $P_g(x,t)$ として、

$$P_g(x,t) = (1+r_0t) P(x,t). \quad (5-1)$$

この場合、 t 年の総人口は、

$$TP_g(t) = (1+r_0t) TP(t) = \frac{B\omega^2 + r_0B\omega^2t - (B+\omega c)t^2 - r_0(B+\omega c)t^3}{2\omega}. \quad (5-2)$$

このモデルでは人口移動を考慮しないので、人口増加率はすなわち自然増加率である。

$$NGR(t) = \frac{TP_g'(t)}{TP_g(t)} = \frac{r_0B\omega^2 - 2(B+\omega c)t - 3r_0(B+\omega c)t^2}{(1+r_0t)\{B\omega^2 - (B+\omega c)t^2\}}. \quad (5-3)$$

粗出生率は r_0 に依存しない。

$$CBR(t) = \frac{2\omega(B - \frac{B}{\omega}t - ct)}{B\omega^2 - (B+\omega c)t^2}. \quad (5-4)$$

粗死亡率は、

$$CDR(t) = \frac{2B\omega - r_0\{B\omega^2 - 2B\omega t - (B+\omega c)t^2\}}{(1+r_0t)\{B\omega^2 - (B+\omega c)t^2\}}. \quad (5-5)$$

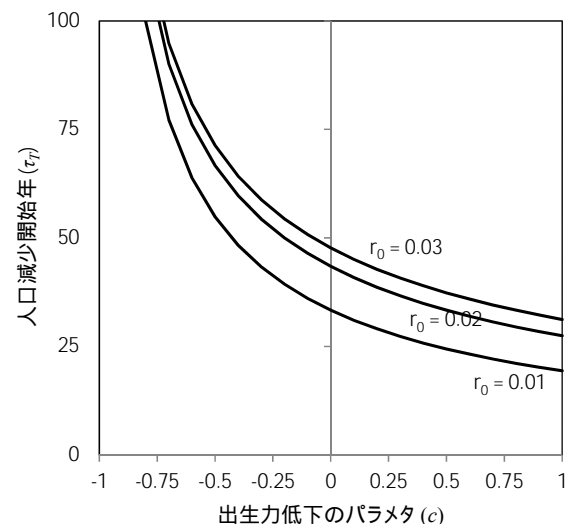
6 . 人口減少の開始時点

$\omega=B=100$ の場合、総人口が減少に転じる時点 τ_T は二次方程式 $3r_0(1+c)t^2 + 2(1+c)t - 1000r_0 = 0$ の大きい方の根である。

$$\tau_T = -\frac{1}{3r_0} + \frac{\sqrt{(1+c)^2 + 30000r_0^2(1+c)}}{3r_0(1+c)}. \quad (5-6)$$

図 11 は r_0 が 1%, 2%, 3% だった場合の c と τ_T の関係を示したものである。予想通り出生力低下が急激だと人口減少開始までの時間が短い。 r_0 が

図11. 出生力低下と人口減少開始年の関係



大きいと人口増加の慣性が大きく減少開始まで時間がかかるが、その効果は次第に小さくなる。 c がおおむね-0.7 以上であれば、モデルの有効期間内に人口減少が始まる。 $0 \leq c$ であれば人口減少開始まで 20~50 年程度で、このモデルでは日本（55 年）やシンガポール（80 年）に比べ早めに人口減少が始まってしまう。このモデルでは出生力が突然置換水準以下の特定の値に低下し、以後一定の値にとどまると仮定している。しかし現実には合計出生率は連続的に変化を続けるので、置換水準到達時点をモデルの $t=0$ に対応させるのは無理がある。

7. 年齢階級別人口の転換点

ここでは一般式ではなく $\omega=B=100$, $\alpha=15$, $\beta=65$ の場合を扱う。年少人口（この場合 15 歳未満）の減少開始時点を τ_c とすると、

$$\tau_c = -\frac{1}{3r_0} + \frac{\sqrt{(1+c)(1+c+8325r_0^2)}}{3r_0(1+c)}, \quad \tau_c < 15, \quad (6-1)$$

$$\tau_c = \frac{50+3.75c}{1+c} - \frac{1}{2r_0}, \quad 15 \leq \tau_c. \quad (6-2)$$

人口増加の慣性が小さければ 15 歳未満人口は 15 年未満で減少を開始し(6-1)式が、さもなければ(6-2)式が当てはまることになる。(6-1)式が当てはまるための条件は、

$$\frac{140r_0 - 2}{45r_0 + 2} < c. \quad (6-3)$$

$r_0 = 0.01$ なら $-0.24 < c$ 、 $r_0 = 0.02$ なら $0.28 < c$ 、 $r_0 = 0.03$ なら $0.66 < c$ などとなる。つまり出生力転換前の増加率が高ければ、それを 15 年以内に打ち消すために大きな出生力低下が必要になる。

生産年齢人口に出生力低下の影響が及ぶのは 15 年目以降だから、それ以前に減少を開始する可能性はない。減少開始時点 τ_w が 15~65 年の間にあると仮定すると、 τ_w は二次方程式 $3r_0(1+c)t^2 - 2(1+c)(30r_0 - 1)t - 30(1+c) - 75r_0(77-3c) = 0$ の大きい方の根である。

$$\tau_w = \frac{30r_0 - 1}{3r_0} + \frac{\sqrt{(900r_0^2 + 30r_0 + 1)(1+c)^2 + 225r_0^2(77-3c)(1+c)}}{3r_0(1+c)}. \quad (6-4)$$

$\tau_w < 65$ となる条件は、

$$-\frac{1+30r_0}{1+90r_0} < c. \quad (6-5)$$

$r_0 = 0.01$ なら $-0.68 < c$ 、 $r_0 = 0.05$ でも $-0.45 < c$ となり、 $0 \leq c$ なら確実に 65 年以内に生産年齢人口の減少が始まることがわかる。 τ_C 、 τ_W とも図 11 に示した τ_T と似た形状をしており、 c が大きいほど短く、 r_0 が大きいほど長くなる。

8. 転換点間の関係

図12. 15-64歳人口減少から総人口減少まで

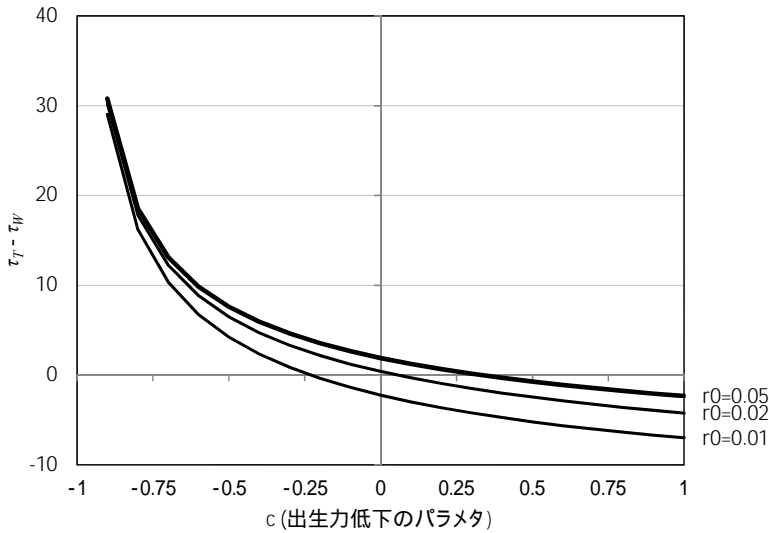


図13. 人口ボーナス終了から人口減少開始まで

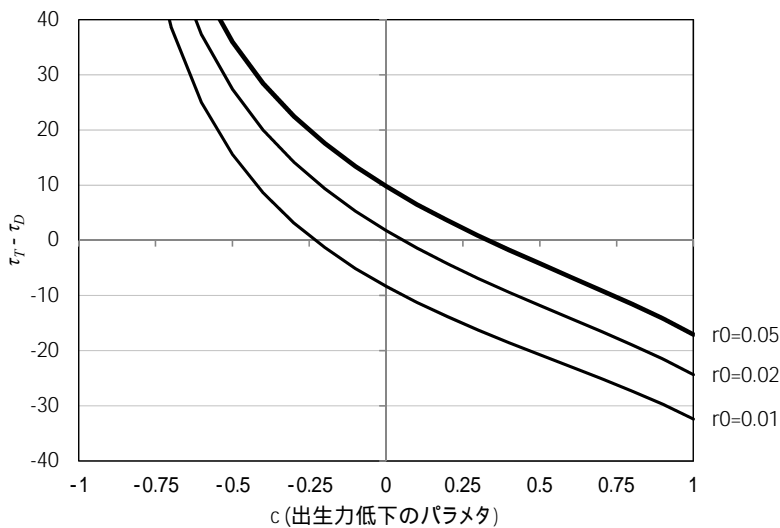


表 1 で見たように、日本では 1990 年代後半に 15 ~ 64 歳人口が減り始め、10 ~ 15 年後に総人口が長期減少趨勢に入った。UNPD(2013)の予測では、15 ~ 64 歳人口の減少開始から総人口の減少開始まで、台湾で 10 年、中国で 15 年、韓国で 20 年、シンガポールで 35 年などとされる。

図 12 は線型モデルにおける 15 ~ 64 歳人口減少から総人口減少までの期間だが、 c が大きいほど短く、 r_0 が大きいほど長い。このモデルでは $0 < c$ だと生産年齢人口より先に総人口が減少し始めるのが普通だが、年少人口の減少が急激であれば実際にそのような事態が起きるかも知れない。

表 1 によると、日本における人口学的ボーナスの終了は、人口減少開始に 15 ~ 20 年先立つ 1990 年代前半だった。UNPD の予測では、人口学的ボーナス終了から人口減少開始まで、台

湾は 10 年しかなく、韓国・中国は 20 年、シンガポールは 45 年とされる。

図 13 をみると、ボーナス終了から人口減少までの期間は、やはり c が大きいほど短く、 r_0 が大きいほど長い。また $0 < c$ だと人口減少がボーナス終了に先行するのが普通で、これも図 12 と同じである。ただし c の影響は図 12 より大きい。これは出生力低下が急激だと、生産年齢人口と総人口の減少開始は早まるが、人口ボーナスの終了は遅れるためである。

また初期増加率が大きいと生産年齢人口と総人口の減少開始は遅れるが、人口ボーナスの終了は r_0 に影響されない。このため r_0 の影響も、図 12 より図 13 の方が大きい。

．低出生力国の高齢化

1．低出生力国

ここでは UNPD(2013)において、2005～10年の合計出生率が2.1未満で、かつ2010年の人口が100万人以上である64カ国を「低出生力国」と定義し、出生力低下と人口高齢化の関連を分析する。表2の64カ国は、東アジア(6カ国)、東南アジア(5カ国)、東ヨーロッパ(12カ国)、北ヨーロッパ(9カ国)、南ヨーロッパ(9カ国)、西ヨーロッパ(6カ国)、北アメリカ(2カ国)、ラテンアメリカ・カリブ海(6カ国)、その他(9カ国)の順に並べた。2005～10年の合計出生率が低いのは、香港(1.026)、ボスニア・ヘルツェゴビナ(1.223)、韓国(1.228)、シンガポール(1.257)、台湾(1.261)の順で、5カ国中4カ国を東アジアが占める。日本(1.339)は、スロバキア(1.31)、ハンガリー(1.329)、ポーランド(1.335)、ルーマニア(1.335)に次いで10番目に低い。

表2. 低出生力国における出生力低下

#. 国名	TFR最大値(年次)	TFR最小値(年次)	低下速度	#. 国名	TFR最大値(年次)	TFR最小値(年次)	低下速度
1. 日本	2.999 (1950-55)	1.298 (2000-05)	0.034	33. ボルトガル	3.187 (1960-65)	1.318 (2010-15)	0.037
2. 韓国	6.332 (1955-60)	1.219 (2000-05)	0.114	34. イタリア	2.515 (1965-70)	1.215 (1995-00)	0.043
3. 台湾	6.060 (1955-60)	1.209 (2015-20)	0.081	35. スペイン	2.850 (1970-75)	1.190 (1995-00)	0.066
4. 中国	6.112 (1960-65)	1.550 (2000-05)	0.114	36. セルビア	3.220 (1950-55)	1.369 (2010-15)	0.031
5. 香港	5.310 (1960-65)	0.870 (1995-00)	0.127	37. クロアチア	2.760 (1950-55)	1.362 (2000-05)	0.028
6. 北朝鮮	5.117 (1955-60)	1.836 (2045-50)	0.036	38. スロベニア	2.582 (1950-55)	1.226 (2000-05)	0.027
7. シンガポール	6.610 (1950-55)	1.257 (2005-10)	0.097	39. ギリシア	2.380 (1965-70)	1.281 (2000-05)	0.031
8. タイ	6.138 (1950-55)	1.364 (2015-20)	0.073	40. マケドニア	4.011 (1950-55)	1.428 (2015-20)	0.040
9. ベトナム	6.465 (1965-70)	1.607 (2025-30)	0.081	41. アルバニア	6.378 (1955-60)	1.740 (2035-40)	0.058
10. ミャンマー	6.100 (1960-65)	1.701 (2040-45)	0.055	42. ドイツ	2.474 (1960-65)	1.301 (1990-95)	0.039
11. マレーシア	6.230 (1955-60)	1.756 (2045-50)	0.050	43. オーストリー	2.778 (1960-65)	1.380 (2000-05)	0.035
12. ボスニア・ヘルツェゴビナ	4.820 (1950-55)	1.223 (2005-10)	0.065	44. スイス	2.597 (1960-65)	1.408 (2000-05)	0.030
13. スロバキア	3.502 (1950-55)	1.220 (2000-05)	0.046	45. オランダ	3.166 (1960-65)	1.515 (1980-85)	0.083
14. ハンガリー	2.686 (1950-55)	1.295 (2000-05)	0.028	46. ベルギー	2.647 (1960-65)	1.558 (1985-90)	0.044
15. ポーランド	3.620 (1950-55)	1.266 (2000-05)	0.047	47. フランス	2.832 (1960-65)	1.715 (1990-95)	0.037
16. ルーマニア	3.030 (1965-70)	1.280 (2000-05)	0.050	48. カナダ	3.882 (1955-60)	1.516 (2000-05)	0.053
17. ウクライナ	2.810 (1950-55)	1.153 (2000-05)	0.033	49. 米国	3.675 (1955-60)	1.772 (1975-80)	0.095
18. ベラルーシ	2.730 (1955-60)	1.235 (2000-05)	0.033	50. キューバ	4.681 (1960-65)	1.453 (2015-20)	0.059
19. ブルガリア	2.526 (1950-55)	1.201 (1995-00)	0.029	51. プエルトリコ	4.970 (1950-55)	1.613 (2015-20)	0.052
20. チェコ	2.678 (1950-55)	1.177 (1995-00)	0.033	52. トリニダード・トバゴ	5.300 (1950-55)	1.750 (2000-05)	0.071
21. ロシア	2.850 (1950-55)	1.247 (1995-00)	0.036	53. ブラジル	6.151 (1950-55)	1.683 (2030-35)	0.056
22. モルドバ	3.500 (1950-55)	1.456 (2010-15)	0.034	54. チリ	5.486 (1955-60)	1.770 (2025-30)	0.053
23. グルジア	3.000 (1950-55)	1.580 (2000-05)	0.028	55. コスタリカ	7.225 (1960-65)	1.672 (2025-30)	0.085
24. リトアニア	2.710 (1950-55)	1.278 (2000-05)	0.029	56. 豪州	3.406 (1955-60)	1.753 (2000-05)	0.037
25. ラトビア	2.131 (1985-90)	1.172 (1995-00)	0.096	57. キプロス	3.705 (1950-55)	1.463 (2010-15)	0.037
26. エストニア	2.199 (1985-90)	1.331 (1995-00)	0.087	58. レバノン	5.740 (1950-55)	1.478 (2015-20)	0.066
27. フィンランド	2.997 (1950-55)	1.623 (1970-75)	0.069	59. モーリシャス	6.195 (1960-65)	1.497 (2015-20)	0.085
28. デンマーク	2.582 (1960-65)	1.427 (1980-85)	0.058	60. アルメニア	4.494 (1950-55)	1.721 (2000-05)	0.055
29. 英国	2.810 (1960-65)	1.655 (2000-05)	0.029	61. イラン	6.909 (1950-55)	1.830 (2040-45)	0.056
30. スウェーデン	2.310 (1960-65)	1.559 (1995-00)	0.021	62. アラブ首長国連邦	6.970 (1950-55)	1.603 (2030-35)	0.067
31. ノルウェー	2.898 (1960-65)	1.687 (1980-85)	0.061	63. アゼルバイジャン	5.637 (1960-65)	1.766 (2040-45)	0.048
32. アイルランド	4.065 (1960-65)	1.905 (1990-95)	0.072	64. チュニジア	7.140 (1960-65)	1.749 (2035-40)	0.072

UNDP(2013)による

表2の低下速度は、合計出生率の最大値と最小値の差を、それぞれを記録した年次の差で割ったものである。合計出生率は長期的に低下趨勢にあるため、64カ国全てで最小値は最大値より後に現れる。低下速度が大きいのは、香港(0.127)、中国(0.114)、韓国(0.114)、シンガポール(0.097)、ラトビア(0.096)の順で、やはり東アジアの出生力低下が急激なことを示している。米国(0.095)が1955～75年の低下によって第6位に入っている。台湾(0.081)

は、エストニア(0.087)、コスタリカ(0.085)、モーリシャス(0.085)、オランダ(0.083)、ベトナム(0.081)に次いで第12位である。日本(0.034)は64カ国中50位で、出生力低下が緩慢な方である。仮に人口動態統計のデータを用いて、1947年の4.54から2005年の1.26まで低下したとすると、低下速度は $(4.56-1.26)/58 = 0.0566$ となり、64カ国中25位に相当する。しかし他の東アジア諸国より緩慢だったという事実には変わりはない。

2. 人口高齢化の速度

図14. 出生力低下と65歳以上割合の上昇

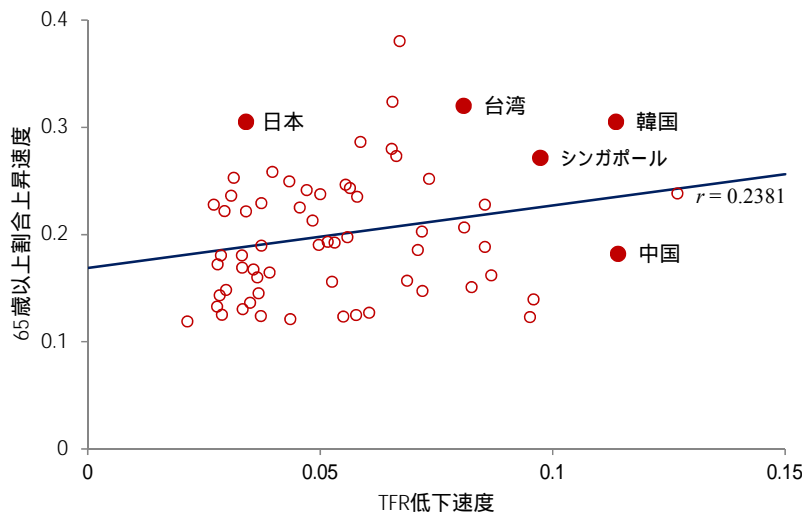
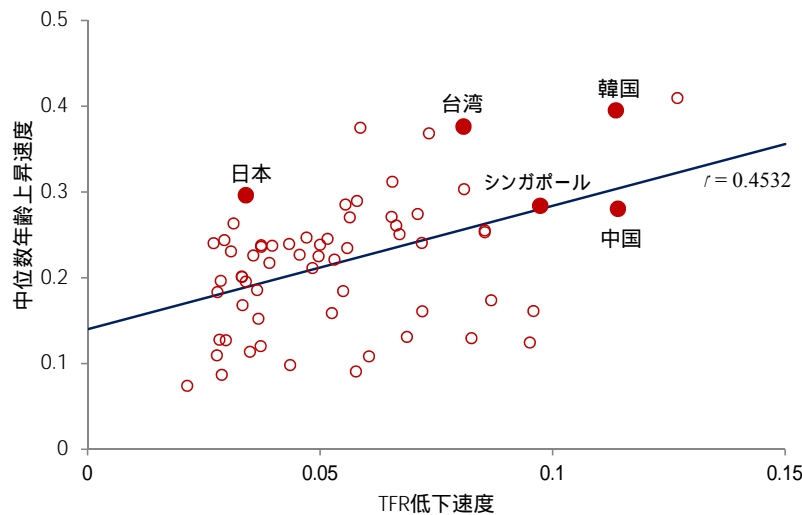


図15. 出生力低下と中位数年齢の上昇



線型モデルでは出生力低下のパラメタ c が大きいほど、老年人口割合も中位数年齢も速く上昇することが示された。そこで65歳以上割合と中位数年齢についても最大値と最小値を探し、その差を期間の長さで割ることで上昇速度を求めた。

図14の65歳以上割合の上昇速度は、1年当たりのパーセントポイントを表す。相関係数は0.2381で、出生力低下速度が速いと65歳以上割合の上昇も速い傾向があるが、それほど決定的な影響ではない。65歳以上割合の上昇に対しては、他にも出生力の回復パターンや死亡力の変化、国際人口移動の水準等も影響を与える。図2で韓国・台湾の65歳以上割合が日本を追い抜くのは、出生力低下が日本より急激だったためと考えられる。一方で中国の出生力低下が日本より急激だったのに65歳以上割合が日本に及ばないのは、既

に述べたように死亡力の影響と考えられる。シンガポールについては、国際人口移動の影響が大きい。

図15の中位数年齢の上昇速度は1年当たりの年齢増分で、64カ国の平均では1年に0.22歳上昇する。相関係数は0.4532で、65歳以上割合よりも出生力低下との関連が強い。日

本・韓国・台湾は傾向線よりかなり上にあり、出生力の低下速度以外に高齢化を促進する要因があることを示唆している。2100年の平均寿命をみると、韓国(95.454)が1位、香港(94.934)が2位、日本(94.191)が3位、シンガポール(94.039)が4位と仮定されており、東アジアが上位を占める。台湾(90.262)は64カ国中25位、中国(85.348)は47位と仮定される。日本と韓国の高齢化の速度が顕著に速いのは、死亡力が低いことによるのだろう。台湾は死亡力に加え、合計出生率の回復速度が遅く設定されていることが高齢化を加速していると思われる。たとえば2020~25年の合計出生率の仮定値をみると、日本(1.536)と韓国(1.458)に比べ台湾(1.278)は低く設定されて、その後ゆっくりと日韓に追いつくというシナリオになっている。

3. 人口学的ボーナス

線型モデルでは、出生力低下のパラメタ c が大きいほど、従属人口指数は低い水準まで低下し、上昇開始までの期間も短いことが示された。図16で出生力低下速度と従属人口指数の最小値の関係をみると、両者の相関係数は-0.3359で、出生力低下が急激なほど従属人口指数が低い値まで下がる傾向が確認される。したがって出生力低下が急激だった日本以外の東アジアで、日本より低い従属人口指数が予測されているのは不可解ではない。はずれ値であるアラブ首長国連邦は、2030年に16.1%という極端に低い値が予測されているが、ここではその原因に立ち入らない。

従属人口指数は上下動を伴いながら低下するので、人口学的ボーナスの開始時期を特定するのは難しい。たとえば日本の従属人口指数の最小値は43.4%(1990年)だが、それに至るまで

図16. 出生力低下と従属人口指数

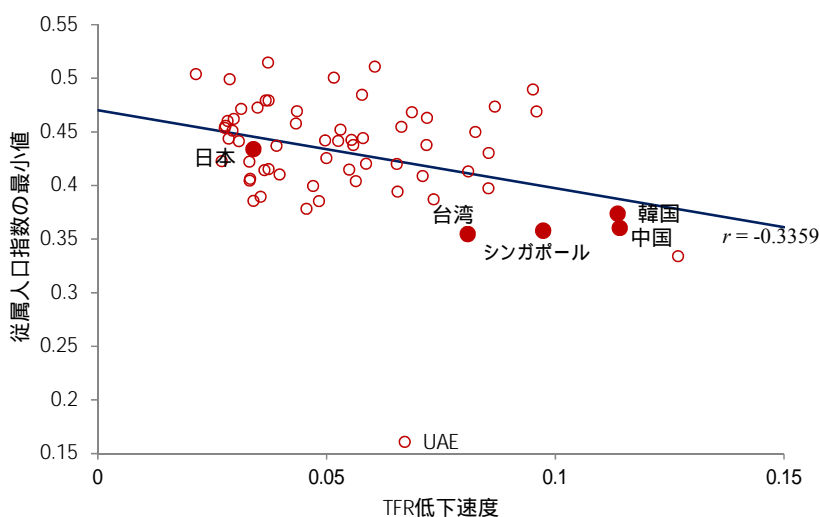
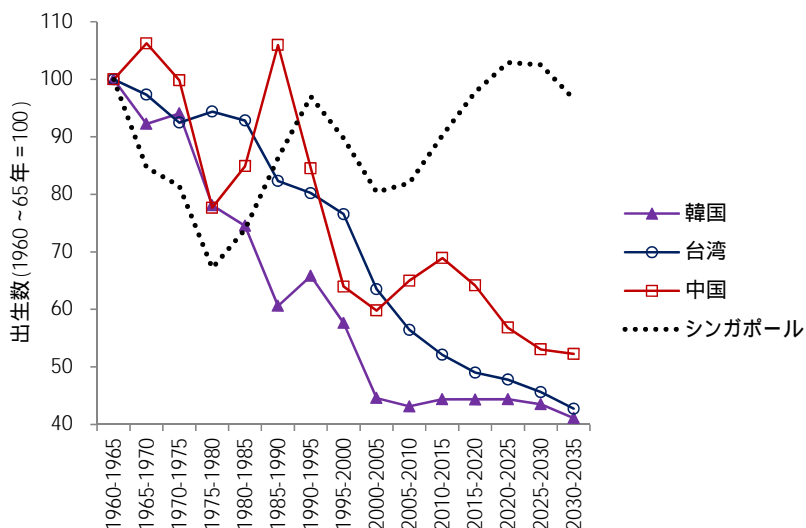


図17. 5年期間別出生数



47.5%(1975年)、48.4%

(1980年)、46.7%(1985年)と推移した。仮に「最小値より前に2期連続低下」を条件とすると、日本の人口学的ボーナスは1980年に開始したことになってしまう。ここでは「最小値より前で3期連続低下」を開始の条件とした。この場合、日本のボーナス開始は1950年で、前述のように40年間続いたことになる。

英国、スウェーデン、ノルウェー、ベルギーの4カ国は1950年が従属人口指数の最小値で、それ以前の動向が分からないので、人口学的ボーナスの持続期間は不詳となる。日本以外で1950年を開始時点としたのはラトビア(1950~2005年)、エストニア(1950~2005年)、キューバ(1950~2015年)だが、いずれも過小評価の可能性は低いと思われる。60カ国について、合計出生率の低下速度と人口学的ボーナス持続期間の相関係数は0.2035で、出生力低下が急激だと長い傾向がある。しかし60カ国の平均44.5年に対し、中国とシンガポールの45年は、出生力低下が急激なわりには短いと言える。

図17は1960~65年を100とする5年期間別出生数の推移だが、比較的単調に減少する韓国・台湾に対し、シンガポールはほとんど減少趨勢を示さない。これは国際人口移動による、再生産年齢女子の増加によると思われる。中国の場合、1980年代後半出生コホートが再生産に参加することにより、2010~15年を中心とする小さなベビーブームが予測されている。このため2010年を底に年少従属指数=0~4歳人口/15~64歳人口が上昇に転じ、これが従属人口指数=年少従属指数+老年従属指数を上昇させる。日本でも1970年代前半のベビーブームで従属人口指数が一時的に上昇したが、その後再び低下した。ところが中国の場合、ベビーブームによる上昇がそのまま老年従属指数の上昇による従属人口指数の上昇につながってしまい、人口学的ボーナスが終わることになる。

4. 人口減少

表3では人口学的ボーナスを含め、転換点までの長さとして出生力低下速度との相関をまとめた。置換水準への到達は純再生産率が3期連続で1.0を下回った期間の期首、人口減少は3期連続で減少した期間の期首とした。

表3. 転換点までの長さとして出生力低下との相関

期間	平均	国数	期間の長さ(年)別国数												TFR低下速度との相関
			<10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60<		
人口学的ボーナス持続	44.5	60	0	3	2	3	3	2	5	14	15	8	5	0.2035	
置換水準~自然減少	39.1	55	2	3	2	9	4	5	8	7	6	3	6	0.2161	
置換水準~総人口減少	42.2	54	5	2	3	6	4	5	5	6	4	4	10	0.1750	
置換水準~生産年齢減少	41.3	63	4	3	6	5	10	9	11	4	2	0	9	0.0153	

線型モデルでは、出生力低下が急激であるほど人口減少の開始は早いことが示唆された。しかし表3では、出生力低下と人口減少までの期間はむしろ正相関している。これは置換水準到達時点の定義に問題があり、1950年以前に低い出生率を示し、その後戦後ベビーブームを経験したヨーロッパ諸国の置換水準到達が1950年以後に設定されたため、人口減少開始までの期間が異常に短くなっている。たとえば自然減少開始まで10年以下なのはドイツとモルドバ共和国、15年はベラルーシとセルビアとイタリア、20年はハンガリー

とリトアニアで、1950年以前の低出生力の影響が考えられる。

東アジアだけを見た場合、日本の置換水準から減少開始までの期間(50~55年)は、平均より長い。これには出生力低下が緩慢だったことに加え、死亡力がいち早く、きわめて低い水準まで低下したことも影響しているだろう。台湾・中国の人口減少開始までの期間(40年)は、出生力低下が急激だったため日本より短い。しかし韓国(50年)は、出生力低下が急激だったわりには人口減少開始が遅いといえる。UNPD(2013)では韓国の合計出生率が1.219(2005~10年)から1.516(2025~30年)に急速に回復すると仮定されており、このため人口減少の開始が中国・台湾より遅い2035~40年まで引き延ばされている。しかし2030年の合計出生率を1.41と仮定した韓国統計庁の中位推計では、2030~35年の期間に人口減少が始まるとされる(2011)。出生率の回復がさらに遅れれば、人口減少の開始はさらに早まるだろう。

置換水準到達から生産年齢人口減少までの期間は、出生力低下との関連が弱い。これは労働力の入国超過が多い国では、生産年齢人口がなかなか減らないためと考えられる。実際、置換水準到達から15~64歳人口減少までの期間が特に長い国をみると、米国(120年)、デンマーク(115年)、ノルウェー(110年)、カナダ(110年)、豪州(110年)、スイス(100年)、フランス(105年)、英国(100年)など欧米先進国が並んでいる。またスウェーデンは、2100年までの間に3期連続で15~64歳人口が減ることがない。

線型モデルでは、出生力低下が急激であるほど生産年齢人口の減少開始から総人口の減少開始までの時間が短く、場合によっては総人口の方が先に減り始めることが示唆された。東アジアでは台湾(10年)、日本・中国(15年)、韓国(20年)、シンガポール(35年)の順に並んでおり、出生力低下速度と対応していない。シンガポールでは国際人口移動が生産年齢人口を増やす以上に年少人口を増やし、総人口の減少開始を相対的に遅らせると解釈できる。

東アジア以外では、生産年齢人口が総人口より先に減少を開始する国が旧共産圏を中心に8カ国(ボスニア・ヘルツェゴビナ、ハンガリー、ルーマニア、ベラルーシ、ロシア、モルドバ、キューバ、アルメニア)ある。しかし急激な出生力低下よりは、生産年齢人口の出国超過が、生産年齢人口の減少開始を早める原因と考えられる。

線型モデルでは、出生力低下が急激であるほど人口学的ボーナス終了から総人口減少開始までの期間が短く、場合によっては総人口の減少が先行することが示唆された。東アジアでは台湾(10年)、日本・韓国・中国(20年)、シンガポール(45年)の順に並んでおり、やはり出生力低下速度と対応していない。人口減少の開始時期は日本以外はすべて将来予測で、台湾の2025~30年、中国の2030~35年、韓国の2035~40年という結果は合計出生率の仮定値に依存している。本当に韓国・中国の期間が日本より短くなるのか、まだ確定していない。

人口学的ボーナスが終了する前に総人口が減少し始める国は15カ国あり、やはり旧共産圏が中心である。うち11カ国では、2010年以前に既に人口減少が始まっている。低出生力に加え、家族単位での出国や死亡率の高さも、これらの国の人口減少の開始時期を早めたと考えられる。

・ 結語

線型モデルでは出生力低下が急激であるほど、人口高齢化も急速に進み、人口学的ボーナスの期間は長く、従属人口指数はより低い水準まで低下し、人口減少までの時間は短いことが示唆された。人口減少開始を除いて、これらは 2005～10 年までに置換水準に達した 64 カ国のデータから確認された。ただし出生率の回復過程、死亡率、国際人口移動や初期人口の構造も影響しており、出生力低下速度がすべてではない。それでも出生力低下は人口高齢化の第一要因であり、最初に考慮すべきである。

日本より急激な出生力低下を経験した韓国・台湾が、日本より急激な高齢化を経験し、人口学的ボーナスの期間が長く、従属人口指数がより低い水準まで低下するのは、モデルが示唆するとおりだった。韓国の置換水準から人口減少開始までの時間は、日本と同程度とされるが、これは急速な出生率回復の仮定に依存している。中国は死亡力が日本より高いことにより、高齢化の速度は日本より緩慢である。また人口減少の開始時期が早いことと従属人口指数の最小値が日本より低いことはモデルのとおりだが、初期人口の構造のため人口学的ボーナスの持続期間は短い。シンガポールは国際人口移動の影響が大きく、出生力低下の影響が攪乱されている。

中国は韓国・台湾に較べ高度経済成長期は 20 年ほど遅れたが、出生抑制策の採択は 10～15 年ほどの遅れで、置換水準への到達は 5 年程度の遅れしかない（表 1）。これに初期人口の影響が加わり、韓国・台湾と同時かむしろ早めに人口学的ボーナスが終わってしまう。経済成長の成果を十分に積み上げる前に老化が始まってしまう「未富先老」を憂える論調は、中国のメディアによく見られる。また蔡昉（社会科学院人口研究所）、李軍（社会科学院数量経済・技術経済研究所）、馬建堂（中国国家統計局）らが、高齢化と従属人口指数の上昇が中国経済に与える悪影響を警告する論説を寄せている。一方で馬力（國務院参事官）、樊綱（国民経済研究所）、莫荣（人力資源社会保障部労働科学研究所）、陳衛（人民大学）、厲以寧（北京大学）らは中国経済に対する楽観論を主張し、イデオロギー論争の観を呈している。

論争は人口高齢化時代を迎え、一人っ子政策を緩和すべきか否かにも及んでいる。文筆家の何亜福をはじめ、胡鞍鋼（清華大学）、楊支柱（中国青年政治学院）、顧宝昌（人民大学）、李建新（北京大学）らが以前から一人っ子政策の維持に反対してきた。しかし人口計画生育委員会は第 12 次 5 カ年計画（2011～15 年）期間中は一人っ子政策を堅持すると繰り返し強調し、2012 年 11 月の全人代でも計画出産の基本国策を堅持する方針が採択された。2013 年 3 月には人口計画生育委員会が衛生部に吸収統合され、人口政策の主管部署が国家発展計画委員会に移された。ファイナンシャル・タイムズ（2013 年 3 月 19 日付）は、この改革は政府が一人っ子政策の緩和に前向きな姿勢を示したとの見方を示した。一方で人民網（2013 年 3 月 12 日付）は、一人っ子政策は今後も継続される可能性が高いとした。

韓国・台湾でも、2000 年代に出生促進策に転換した際に、前世紀に蔓延した過剰人口への恐怖感から出生抑制を維持すべきと主張する論者がいた。世界一の人口大国である中国では、出生抑制策の放棄はいつそう困難で、実際に人口減少が進行する以前に出生促進策に転換する可能性はないと思われる。

文献

- Feeney, Griffith and Andrew Mason (2001) "Population in East Asia" in Mason, Andrew (ed.) *Population Changes and Economic Development in East Asia*, Stanford UP, pp. 61-95.
- Lee, Ronald D. (1994) "The formal demography of population aging, transfers, and the economic life cycle," in Linda G. Martin & Samuel H. Preston (eds.), *Demography of Aging*, National Academy Press, Washington, D. C., 1994, pp. 8-49. (chp. 6)
- Leong, P. and K. Sriramesh (2006) "Romancing Singapore: When Yesterday's Success Becomes Today's Challenge," *Public Relations Review* 32:246-253.
- United Nations Population Division (2013) *World Population Prospects: The 2012 Revision*.

鈴木透 (2013)「東アジアの独居老人 - 日本・韓国・台湾の比較」『東アジア低出生力国における人口高齢化の展望と対策に関する国際比較研究』厚生労働科学研究費補助金地球規模保健課題推進研究事業総括研究報告書。

『東アジア低出生力国における人口高齢化の展望と対策に関する国際比較研究』
 05-14-02.
 (2011) 『 : 2010 ~2060 』 2011.12.

中華民國內政部(2011)『人口政策百年回顧與展望』

ⁱ Feeney&Mason(2001)は三角形から五角形を経て長方形に至るモデルを考えているが、ここでは初期状態以外の人口はすべて四角形で表されるとする。

中国都市戸籍住民における年金・医療保険の加入と主観的幸福度

馬 欣欣 (京都大学)

1. はじめに

1990年代以後、経済学分野では主観的幸福度の決定要因に関する実証研究が増えてきた。主観的幸福度は個人の効用 (utility あるいは well-being) を反映する指標の1つであるため、幸福度に影響を与える各要因を計測することは経済政策の立案に有益な示唆を与えると考えられる。

現在までに幸福度に関する実証研究において所得要因に関する分析が多い。その中で、最も代表的な研究としての Easterlin (1974, 2001) により、アメリカや日本などの先進国では、一人あたり実質所得が上昇しても国民の幸福度はほぼ一定水準で維持されているという「幸福のパラドックス」現象の存在が指摘されており、効率性のみを追求する経済成長は必ずしも国民の well-being を高める効果を持つとはいえないようだ。なぜ、その現象が生じたのか。経済成長に伴う所得格差の拡大がその1つの理由として指摘されている。Cappelli and Sherer(1988)、Clark and Oswald (1996)、Levy-Garboua and Montmarquette(2004)、Sloane and Williams (2000)、Ferrer-i- Carbonell(2005)、Vendrik and Woltjer(2007)は、実証分析を行った結果、グループ内の所得格差が大きいほど、幸福度が低いことを明示している。

国によって所得格差の状況が異なる¹が、所得格差を是正するため、各国では所得再分配政策の1つとしての社会保障制度が実施されている。社会保障制度の実施目的から考えると、社会保障制度は国民、とくに低所得層・弱者グループの well-being を高める効果を持つと考えられる。またリスクシェアリング仮説の視点から、社会保障制度の基幹となっている公的年金・医療保険制度は、リスクをプールすることにより、個人の老後の生活費と医療費の不確実性を回避することができ、つまり高齢期の生活を安心させることを通じて、国民の幸福度を向上させる可能性があると考えられる。本稿では、中国を例として、公的年金・医療保険制度の加入が幸福度に与える影響を検討する。

発展途上国としての中国は、1979年に一人っ子政策を実施したことにより、少子化・高齢化が進んでいる²。人口構成の激変に対応するため、1990年以降、政府は高齢化対策の一環として、

¹ 所得格差の国際比較に関しては、伏見・馬(2014)を参照されたい。

² 中国国家统计局の人口センサスによると、65歳以上の者が人口に占める割合(高齢化率)は1982

「国民皆保険」を目指す公的年金・医療保険制度の改革を行っている。公的年金・医療保険制度のような社会セーフティネットが国民の厚生を高める効果を持つのか。社会保障政策に関する評価を行う際に、所得格差の是正や貧困削減に対する効果に関する実証研究がよく行われているが、年金・医療保険制度の加入がどの程度人々の主観的幸福度（個人の well-being）に影響を与えるかに関する実証研究はほとんど行われていない。そこで本稿では、2007 年中国家計所得調査の個票データ（CHIP2007）を用い、実証分析を通じて中国都市戸籍住民が年金・医療制度に加入する状況が主観的幸福度に与える影響を明らかにしたうえで、今後の年金・医療保険制度の改革に提言する試みを行う。

以下、第2節で体制移行に伴う中国都市部における年金・医療保険制度の変遷を概観し、第3節で先行研究をまとめ、そして第4節で計量分析の枠組みを紹介し、第5節では分析結果を説明する。最後に本稿から得られた結論および政策示唆をまとめる。

2. 体制移行と中国都市部における年金・医療保険制度の変遷

中国都市部における年金・医療保険制度は体制移行の時期によって変化していた。本節では、計画経済期（1949～77年）と体制移行期（1978年～現在）に分けて諸制度の変遷をまとめる。

2.1 計画経済期の年金・医療制度：国家保険・企業保険の実施

計画経済期に、「社会主義改造」を経て、1956年までに民営企業・外資系企業がすべて消滅され、所有制形態は単なる国有部門（官公庁、政府機関に関連する部門³、国有企業、集団企業）となった。そして国有部門で労働者向けの年金制度（公務員年金制度、企業年金制度）および医療制度（公務員を対象とする公費医療制度、企業従業員を対象とする労働保険医療制度）が実施された。年金制度および医療制度の財源はすべて国家財政支出および企業の福利厚生費によって賄うことになっていた。つまり、年金制度、医療制度のいずれも国家保険・企業保険となっていた。その時期は、都市部で「国民皆保険」がほぼ達成されていたといえる。

年の4.9%から、1990年の5.6%、2000年の7.0%、2010年の8.9%へと上昇した。一方、0～14歳人口が人口に占める割合は1982年の33.6%から、1990年の27.7%、2000年の22.9%、2010年の16.6%へと低下したことがわかる。

³ 中国語で「事業単位」と呼ばれる。これは学校、病院、研究機構などの部門が含まれている。

2.2 体制移行期の年金・医療制度の改革：社会保険への移行

体制移行期(1978年～現在)に、国有部門の改革の進展とともに、国有部門における年金・医療制度が改革され、それらの制度は国家保険・企業保険から社会保険へ移行し、保険料の負担も政府および企業による全額負担から政府・企業・個人の三者負担となっている。以下では、体制移行期における年金制度、医療保険制度の改革および現行制度の主な仕組みをまとめる。

(1) 体制移行期の年金制度

まず、体制移行期の年金制度は主に公的年金、企業年金、個人貯蓄年金の3本の柱によって構成されている(表1参照)。

公的年金は主に公務員基本年金保険制度、都市従業員基本年金保険制度、都市住民基本年金制度の3種類に分かれている。公務員基本年金制度は国家財源によって負担し、その仕組みは計画経済期の制度とほぼ変わっていない。本稿では体制移行にともなって大きく転換した企業従業員基本年金保険制度に着目したい。そのため、以下では主に1991年、1997年、2005年の企業従業員を対象とする公的年金制度の改革内容をまとめる。

まず、1978年に経済体制は計画経済から市場経済への転換が始まった。国有企業の改革の進展にともなって公的年金制度の改革が行われた。1991年には『企業従業員養老保険制度の改革に関する国務院の決定(33号)』が公布された。33号の規定により、年金制度の運営主体は企業から地方政府に変更することになった。つまり、年金制度は国家保険・企業保険から社会保険へ転換した。年金保険は賦課方式としての社会プールが主体であり、保険料は主に企業より納付するが、部分的に積立方式が盛り込まれた。適用対象者は国有企業および集団企業の労働者である。

しかし、国有企業の経営不振や高齢化の進展により、賦課方式を維持する年金財源が不足する事態となった。その問題を解決するため、1997年に政府は『統一的な企業従業員の基本養老保険制度の確立に関する国務院の決定(26号)』を実施した。同規定により、保険料は企業(賃金総額の20%)、労働者(本人賃金の4%、2年ごとに1%引き上げ、最終的には8%)がそれぞれ納付することになった。従業員が納付した保険料を個別に退職後の年金給付に充当する個人口座が正式に創設された。個人口座への保険料の配分には、労働者が順次引き上げられた本人賃金の8%を負担し、残りを企業が負担し、上限は本人賃金の11%と規定された。また企業が本人賃金の17%を社会プールに配分する。26号の適用対象は国有部門(国有企業、集団企業)から非国有企業(外資系企業、民営企業など)へ拡大した。

2005年に政府が保険料、配分比率などを再調整するため、『企業従業員の基本養老保険制度の改善に関する国務院の決定(38号)』を公布した。38号によると、企業による個人口座への拠出がなくなる一方で、企業が社会プールへの拠出は17%から20%へ上昇し、個人口座への拠出は個人が8%負担することになった。その適用対象は都市部におけるすべての企業の従業員に加え、自営業者などの都市戸籍を有するすべての労働者へ拡大した。

さらに、2011年に都市従業員基本養老保険制度によってカバーされていない都市戸籍を有する者を対象とする都市住民基本養老保険制度が公布され、その財源は政府と個人の共同負担となっている。

次に、企業年金については、1991年に政府が『企業従業員養老保険制度の改革に関する国務院の決定(33号)』を公布し、年金制度の第二の柱として位置づけられる『企業補充養老保険』(後に「企業年金」に改称)の制度構築が始まった。1995年に政府が『「企業補充養老保険制度の設立に関する意見」の配布に関する通知』を公布し、補充養老保険設立の基本条件、決定手続き、財源、管理方法、給付、取扱い機関、資金運用などに関する枠組み、および企業補充養老保険は確定拠出方式を採用することを定めた。2004年に政府が『企業年金試行弁法』、『企業年金基金管理試行弁法』を公布した。両弁法により、企業年金は企業と労働組合あるいは従業員代表が協議して設立し、また企業年金制度の管理・運営は地方政府の社会保険機関から資格を持つ機関や投資管理人などへ移行し、信託型の企業年金制度の仕組みの構築が始まった。

さらに、私的保険事業の発展にともなって、個人貯蓄年金は公的年金、企業年金の補助として発展してきた。ただし、その加入者の大多数は都市部における高所得層である。

表1 体制移行期の中国都市部における年金保険制度改革

性質	種類	制度の適用対象	保険料支払い	実施時期
公的年金	都市従業員基本年金保険			
	「企業従業員養老保険制度改革に関する 国務院の決定(33号)」	都市部における国有企業、集団企業	企業に代わり、地方政府が年金保険を運営 個人積立方式を導入	1991年
	「統一的な企業従業員の基本養老保険制度 の確立に関する国務院の決定(26号)」	都市部におけるすべての企業(国有企業、 集団企業、外資系企業、民営企業などを 含む)における従業員および自営業者	個人口座 + 社会プール 企業: 賃金総額の20% 個人: 賃金総額の4% 8%、2年ごとに1%引き上げ 個人口座: 本人賃金の3%(企業) + 本人賃金の4% 8%(労働者) 社会プール: 本人賃金の17%(企業) + 政府補助	1997年
	「企業従業員の基本養老保険制度の改善に 関する国務院の決定(38号)」	都市部におけるすべての企業(国有企業、 集団企業、外資系企業、民営企業などを 含む)における従業員および自営業者	個人口座 + 社会プール 企業: 賃金総額の20% 個人: 賃金総額の4% 8% 個人口座: 本人賃金の8%(労働者) 社会プール: 本人賃金の20%(企業) + 政府補助	2005年
	都市住民基本年金保険	都市部従業員基本養老保険に含まれて いない都市戸籍を有する都市住民(16歳 未満、非就業者などを含む)	個人: 地域によって若干異なる	2011年
企業年金	「企業従業員養老保険制度改革に関する 国務院の決定(33号)」	都市部における一部の企業	企業年金制度の構築が始まった。	1991年
	「『企業補充養老保険制度の設立に関する 意見』の配布に関する通知」	都市部における一部の企業	企業年金設立の基本条件、決定手続き、財源、管理方法、 給付、取扱い機関、資金運営などの枠組みを定めた	1995年
	「企業年金試行弁法」 「企業年金基金管理試行弁法」	都市部における一部の企業	信託型の企業年金制度の枠組みを定めた	2004年
個人貯蓄年金(私的保険)		都市戸籍を有する都市住民	個人負担	1990年以降

出所:筆者作成。

(2) 体制移行期の医療保険制度

体制移行期に中国都市部で実施された医療保険制度(表 2 参照)は、主に公的医療保険、私的医療保険、その他の医療保険の 3 つに分けられている。

2013 年時点に実施している公的医療保険制度は大きく都市従業員基本医療保険制度と都市住民基本医療保険制度の 2 つに分けられている。

都市従業員基本医療保険制度は、計画経済期の公的医療制度に基づいたものである。計画経済期に労働保険医療制度および公費医療制度のいずれも「無料医療保険制度」に近いものであった。これらの公的医療制度の実施により、都市部で「国民皆保険」はほぼ実現されていた。一方、無料医療制度が実施された結果、過剰医療や過剰受診などの問題が生じ、政府の医療費の財政負担が過重となった。そのため、1990 年代に入り、政府が主導する医療保険制度の改革が実施された。各地域でさまざまな医療保険制度の改革に関するテスト(たとえば、「両江モデル」、「北京モデル」、「海南モデル」、「深センモデル」など)が行われた⁴。「両江モデル」のテストを経て、1998 年 12 月に『都市部従業員基本医療保険制度の整備に関する国務院決定』が公布され、それまでの公費医療制度および労働保険制度が就業部門で統一する公的医療保険制度がスタートした。その保険の適用対象は都市部におけるすべての企業部門(国有企業、集団企業、外資系企業、民営企業など)、および非企業部門(官公庁、政府機関に関連する部門、社会団体など)に雇用される従業員である。財源については、雇用側(企業部門および非企業部門)は賃金総額の 6%、従業員個人が賃金総額の 2%をそれぞれ納付する。雇用側負担部分の 30%(1.8%)および個人負担部分の全額(2%)は個人医療口座に繰り入れられ、残った企業負担部分(4.2%)は社会医療保険基金に納付する。医療費が発生した場合、まず個人口座からの支払いが行われ、口座の残額を超えた場合、患者の個人負担になる。ただし、個人負担の金額は年平均賃金の 10%を超えると、大部分の医療費が基金から支給されるが、個人も一部負担することになる。医療費の最高支給限度は年平均賃金の 4 倍である。それ以上の金額を超えた場合、商業医療保険などの他の医療保険により支払われるものとされている。

2007 年に都市従業員基本医療保険制度によってカバーされていない都市戸籍を有する者を対象とする都市住民基本医療保険制度が実施された。その財源は、政府と個人の共同負担となっている。

また、金融・保険業の体制改革にともなって、私的医療保険(たとえば、商業医療保険)は発展

⁴中国都市部における医療保険制度の変遷に関するより詳細な記述については、王(2000)、劉(2000)、張(2001、388 - 435 頁)、塚本(2001、247 - 274 頁)、郭・王(2002)、大塚等(2002、102 - 128 頁)、林(2004)、何(2005)、馬(2014)などを参照されたい。

してきた。中国人民保険会社上海支社が 1982 年に実施した「上海市合作社職員医療保険」は、体制移行期の保険業における最初の私的医療保険である。とくに 1990 年代以降、公的医療保険制度の改革が始まり、個人負担制度が導入されたことにより、私的医療保険に対する需要が増えてきた。各保険会社は積極的にその需要に応じ、私的医療保険を金融・保険業の商品として開発した。たとえば、1995 年には医療保険市場初の個人向け重病保険が販売された。また 1998 年に実施された都市従業員基本医療保険制度では、一定の金額範囲内の医療費が保障されるが、定められた金額を超えると、医療費が自己負担になると規定されている。将来の医療費負担に不確実性があるため、公的医療保険だけで満足できない場合、労働者が私的医療保険に加入すると考えられる。つまり、私的医療保険は公的医療保険制度の補足的な機能を果たしている。

それ以外、医療救助制度や企業補充医療保険制度なども実施されている。医療救助制度は社会福祉政策の一部として、公的医療保険制度に加入できない低所得層を適用対象としたものである。各地域の民政部がその適用対象の基準を設定して審査を行うため、地域によってその加入状況が異なっている。その適用対象になると、保険料を負担せず、医療費の全額は減免される。しかし、その制度によってカバーされる者が少ない。また福利厚生を重視する企業は企業補充医療保険制度も実施しているが、その制度に関する具体的な内容(たとえば、保険料負担、医療費支給など)は企業によって異なっており、またその制度を実施している企業はまだ少ない。

上記より、体制移行期に、中国都市部における年金・医療保険制度が改革され、これらの制度が国家保険・企業保険から社会保険へ転換し、また公的保険制度以外、私的保険などの仕組みが構築された。自己負担を増やす年金・医療保険制度の改革に対して、人々がどのような意識を持っているのか、つまり現行の年金・医療保険制度が人々の幸福度を高める効果を持つのか。この疑問を解明するため、以下では、幸福度に関する先行研究をサーベイし、実証分析を行う。

表2 体制移行期の中国都市部における医療保険制度の改革

性質	種類	制度の適用対象	保険料支払い	実施時期	
公的医療保険	都市従業員基本医療保険	都市部におけるすべての企業(国有企業、集団企業、外資系企業、民营企业などを 含む)、各級政府機関、事業部門、社会 団体、民営の非営利部門における従業員、 離職者・退職者	定率制 社会統一徴収医療保険基金 と個人医療保険口座を結びつけ 企業:賃金総額の6% 個人:賃金総額の2% 政府:基金の運営費、管理費など を負担	1998年	
	都市住民基本医療保険	都市部従業員基本医療保険に含まれて いない都市戸籍を有する都市住民(18歳 未満および非就業者を含む)	政府:120元/年・人 個人:地域によって若干異なる	2007年	
私的医療保険	商業医療保険	都市部従業員、都市戸籍を有する都市住民	定額制	1982年	
その他	その他の医療保険	医療救助制度	都市戸籍を有する貧困層	減免制	1950年代
		企業補助医療保険	企業従業員の一部	企業によって異なる	1980年代

出所:筆者作成。

3. 先行研究のサーベイと本稿の課題

3.1 絶対所得仮説、相対所得仮説と主観的幸福度

まず、個人レベルの所得水準と主観的幸福度に関するこれまでの実証研究で、絶対所得仮説 (absolute income hypothesis) が提唱されてきた。絶対所得仮説によると、所得水準が高いほど個人の効用 (幸福度、満足度など) が高いことが説明されている。Hamermesh(1977)、Levy-Garboua and Montmarquette (2004)、Sloane and Williams (2000)、Clark and Oswald (1996)、筒井 (2010)などは、所得水準が高いほど幸福度 (あるいは満足度) が高いことを明示している。

次に、個人レベルの所得格差の影響に関しては、相対所得仮説 (relative income hypothesis) では、個人の効用 (幸福度、生活満足度など) は所得水準のみならず、参照グループ (準拠集団) に比較した結果 (相対所得) からも影響を受けると指摘されている (Duesenberry 1949; Leibenstein 1950)⁵。準拠集団との乖離度 (同一グループ内の所得格差) が大きいほど相対所得が高い。欧米を対象とした先行研究で、相対所得の代理指標は、主に 所得の対数値の残差 (残差 = \ln 所得の実際値 - \ln 所得の理論値 = \ln (所得の実際値 / 所得の理論値)) (Hamermesh1977)、「世帯所得/周囲の世帯の所得」(筒井 2010)、「 \ln 所得の実際値 - \ln 参照グループの平均所得」(Ferrer-i-Carbonell 2005; Vendrik and Woltjer 2007) の3種類に分けられている。これらの指標を用いた分析結果のいずれにおいても、所得水準 (絶対所得) が一定であれば、相対所得が高いほど満足度が低い傾向にあることが示されている。

さらに地域レベルの所得格差⁶と主観的幸福度に関する実証研究については、Morawatz et al. (1977)、Takashi Oshio et al. (2010,2011)は、地域内の所得格差が低いグループに比べ、地

⁵ 相対所得が主観的幸福度に与える影響については、相対所得仮説によって説明されているが、この背景には嗜好の相互依存仮説 (interdependence of preference) と相対剥奪理論 (relative deprivation theory) があると考えられる。嗜好の相互依存仮説については、Leibenstein (1950)、Kapteyn et al. (1978)、Frank (1985)は、消費者の満足度は商品自身 (機能的需要) のみならず、商品自身以外の要因 (非機能的需要) にも依存すること (例えば、良い商品を持つことが社会地位の向上につながる) に基づいて、嗜好の相互依存仮説を提唱し、個人の効用 (満足度、幸福度) は、個人自身に類似するグループ (例えば、同一年齢層、同一学歴グループ、同一職種グループなど) の所得と比較した結果に影響を受けると述べている。相対剥奪理論は Easterlin(1974)、Layard(1980)、Boskin and Sheshinski (1978) Frank(1985)、Akerlof and Yellen(1990)により提唱されたものである。その理論によると、労働者は参照グループの差異が大きくなるほど、(自分のほうが劣っている場合) 生存機能の欠乏がより強く感じられ、つまり自分の所得が参照グループのそれより低いほど相対剥奪感が生じやすくなり、幸福度も下がることが説明されている。一方、Hirschman(1973)は、他者との格差が大きいほど、近いうち、自分が同じようなレベルに達成できるというようなポジティブ効果 (たとえば、トンネルで渋滞となるとき、他の車が出口に向かっていくことをみると、自分の車が依然として動いていないが、自分も出口から出られると期待するような効果) が存在すると指摘している。Hirschman(1973)でこのようなポジティブ効果は、トンネル効果 (tunnel effect) と呼ばれている。

⁶ 先行研究で、地域のジニ係数を地域の所得格差の代理指標として多く用いられている。

域内の所得格差が高いグループで幸福度が低いと指摘している。一方、Senik (2004)は、ロシアを対象とした分析結果により、地域内の所得格差が幸福度に与える影響は統計的に有意ではないと結論づけており、また Alesina et al. (2004)はアメリカで地域内の所得格差が幸福度に有意な影響を与えていないが、ヨーロッパで地域内の所得格差が高いほど幸福度が低いことを示している。

3.2 中国都市部における主観的幸福度に関する実証研究

中国都市部における主観的幸福度に関する実証研究については、以下では主に社会保障制度と所得要因に関する分析結果をまとめる。

まず、社会保障制度と幸福度については、本稿の問題意識に類似する Appleton and Song (2008)は、2002年中国家庭所得調査の個票データ(Chinese Household Income Project Survey:CHIP2002)を用い、都市戸籍住民を対象とした分析結果により、公的医療保険加入グループに比べ、重大疾病保険加入および医療保険未加入の両グループのいずれにおいても主観的幸福度が低い。一方、その他の種類の医療保険に加入した者のグループで幸福度が高いことを示している。

次に、所得と幸福度に関しては、(1)所得水準については、Jiang, Lu and Sato (2011)、Wang and VanderWeele (2011)、Smyth, Nielsen and Zhai (2010)、Knight and Gunatilaka (2010a)、Appleton and Song (2008)は、所得水準(個人所得水準あるいは世帯一人当たり所得)が高いグループで幸福度が高いと指摘している。また Chen(2012)は、2008年東アジア社会調査(East Asian Social Survey: EASS2008)のデータを用い、中国(都市部と農村部の合計)および韓国を比較し、中国で所得水準が高いほど主観的幸福度が高い一方で、韓国で所得水準が幸福度に有意な影響を与えていないことを明示している。一方、羅(2006、2009)は、相対所得をコントロールすると、世帯一人当たり所得が都市住民の幸福度に有意な影響を与えていないが、農村住民の幸福度に影響を与えることを示している。(2)相対所得については、羅(2006、2009)、Knight and Gunatilaka (2010a)は、相対所得(周囲の人に比較する結果、過去に比較する結果、将来を予測する結果)が高いほど主観的幸福度が上がる傾向にあることを示している。Wang and VanderWeele (2011)は相対所得(同僚との比較など)が高いほど、主観的に幸福度が高いことを指摘している。Brockmann et al. (2009)は、都市部で1990年に相対所得(世帯所得と全国平均所得との差)が幸福度に影響を与えていない一方で、2000年の場合、相対所得が高いほど幸福度が高いことを示している。ただし、政治不信、腐敗に対する不満などの価値判断要因をコントロ

ールすると、2 時点とも、相対所得が幸福度に有意な影響を与えていないと指摘している。(3) Jiang, Lu and Sato (2011)は都市戸籍住民および出稼ぎ労働者を分析対象とし、地域内の所得格差(都市ジニ係数)が高いほど幸福度が高いことを結論づけている。

中国都市部における主観的幸福度に関する実証分析が進んでいるが、先行研究にいくつかの課題が残されている。それに対して本稿の主な特徴は以下の2点にまとめられる。

第1に、Appleton and Song (2008)以外の先行研究では、社会保障制度の影響に関する分析が行われていない。ただし、Appleton and Song (2008)は医療保険制度のみを分析したが、年金制度に関する分析を行っておらず、また地域レベルの各要因(たとえば、同一地域内の所得格差、経済水準、人口高齢化の状況、公的投資における地域間の格差など)の影響を考慮していない。本稿では、最新のデータ(CHIP2007)を用いて個人レベルと地域レベルの各要因をコントロールしたうえで、医療保険制度のみならず、年金制度の影響も焦点に当てて実証分析を行う。

第2に、ライフサイクルの視点から、世代類型(たとえば現役世代と高齢者世代)によって、主観的幸福度の決定要因が異なると考えられるが、先行研究では、全世代を対象とした分析がほとんどである。そこで本稿では、世帯類型にわけてそれぞれの分析を行い、年金・医療保険の加入状況が幸福度に与える影響における世帯類型間の差異を考察する。また男女別、勤務先別、地域別分析を行う。これらの分析から得られた結果は、新たな知見として位置づけられる。

4. 計量分析の方法

4.1 推定モデル

主観的幸福度に関する実証分析を行う際に、順序ロジットモデル(McKelvey and Zavonia 1975)を用いている。順序ロジットモデル分析の推定式を、(1)式で示す。

$$\Pr(U = m) = \Pr(K_{(m-1)ij} < a + \beta_X X_{ij} + \beta_D D_j + u_i < K_{mij}) \quad (1)$$

(1)式において、添字*i*は個人、*j*は地域、*U*は主観的幸福度の序数、*m*は、順序づけの選択肢(主観的幸福度に関する4段階の回答)、*K*は効用水準、*X*は主観的幸福度に影響を与える個人レベルの諸要因(たとえば、年金制度の加入状況、医療保険の加入状況、所得水準、相対所得など)、*D*は主観的幸福度に影響を与える地域レベルの諸要因(たとえば65歳以上の人

口の割合、一人あたりGDP、公的教育投資額など)、 β_X 、 β_D はそれらの推定係数をそれぞれ示す。分析結果に、 β_X における年金加入状況ダミー、医療保険加入類型ダミーを注目したい。これらは統計的に正の値となると、年金・医療保険制度の加入は主観的幸福度を高める効果を持つことが示される。

また、本稿ではグループ間の差異を考察するため、サブサンプルを用いて以下のような分析を行う。第1に、世代類型間の差異を考察するため、サンプルを 全世代、 現役者世代(19~54歳)、 定年退職直前後世代(55~59歳)、 早期高齢者世代(60~69歳)、 後期高齢者世代(70歳以上)に分けてそれぞれの分析を行う。第2に、男性および女性のサンプルを用いて男女比較を行う。第3に、勤務先を官公庁・政府機関関連部門、国有企業、集団企業、民営企業、外資系企業、自営業の6つのグループに分けて分析し、国有部門と非国有部門間の差異を考察する。第4に、中国では、地域によって経済発展のレベルが異なり、また年金・医療保険制度の運営仕組みが異なっている。本稿では、地域を上海市、江蘇省、浙江省、安徽省、河南省、湖北省、広東省、重慶市、四川省の9つのグループに分けて分析を行い、地域間の差異も考察する。

4.2 データおよび変数設定の説明

本稿では、2008年12月までに国家統計局および中国国内・海外研究機構が実施した中国家庭計所得調査プロジェクト(China Household Income Project survey: CHIPs)の個票データ(以下では、「CHIP2007」と表記)を用いる。CHIP2007の調査対象は都市戸籍住民、農村戸籍住民、都市部における出稼ぎ労働者(農村戸籍を持ちながら、都市で働いている労働者)の3つとなっているが、入手したデータの制約上で、本稿では都市戸籍住民を対象とした調査の個票データを用いる。その調査範囲は、代表する地域(上海市、江蘇省、浙江省、安徽省、河南省、湖北省、広東省、重慶市、四川省の9つ)をカバーしている。調査方法については、国家統計局が実施する国勢調査で用いられる住民台帳に基づいて、多段階無作為抽出法を用いてサンプルを抽出し、調査員訪問調査および置き留め調査を実施した。有効回収票数は19748人となっている。

個人レベルと地域レベルの各要因を分析するため、新たなデータセットを作成した。データセット作成の手順は以下の通りである。まず、個人レベルのデータはCHIP2007より取得し、地域レベルのデータは『中国統計年鑑2008』で公表された省別集計データから取得した。次にCHIP2007における地域情報を活用し、地域レベルのデータを個人レベルのデータにマッチングして新たなデータセットを構築した。以下では、変数設定について説明する(表3参照)。

まず主観的幸福度を被説明変数として設定した。本稿では、質問項目における「あなたは自

分の生活を考えて幸せと思っていますか」のような 4 段階設問に関する回答に基づいて、「1. 非常に不幸、2. やや不幸、3. やや幸せ、4. 非常に幸せ」のような順序カテゴリ変数を設定した。

次に、以下のように説明変数を設定した。

第 1 に、年金・医療保険制度の加入状況に関しては、調査票における質問項目に基づいて、(1)年金制度の加入状況を、年金加入・勤務先負担、年金加入・自己負担、年金加入・両方負担(勤務先と自己の両方が負担するタイプ)、年金未加入の 4 種類に分けてそれぞれのダミー変数を設定した。また(2)医療保険制度の加入状況を、商業医療保険のみ加入、都市従業員基本医療保険制度のみ加入、その他の医療保険(と以外の医療保険)の加入、混合型保険加入(都市従業員基本医療保険と商業医療保険を同時に加入した場合、都市従業員基本医療保険とその他の医療保険を同時に加入した場合、商業医療保険とその他の医療保険を同時に加入した場合)、医療保険未加入の 5 種類に分けてそれぞれ設定した。

第 2 に、所得水準に関しては、2 種類の変数を設定した。(1)世帯一人あたり年間所得を個人レベルの所得水準として設定した。それは世帯所得総額(税引き後)を世帯人数で割って算出した。所得水準と主観的幸福度との関係が線形でない可能性があるため、本稿では計算した世帯一人あたり所得に基づいて所得階層ダミー(所得第 1 五分位～第 5 五分位のダミー)を設定した。(2)一人あたり GDP は地域レベルの所得水準の代理変数として設定した。

第 3 に、2 つの変数を相対所得の代理変数として用いている。(1)個人レベルの相対所得については、本稿では Hamermesh(1977)に基づいて、「 \ln 所得の実際値 - \ln 所得の理論値」を相対所得の代理指標として用いている。この指標を用いるメリットは、一定の条件(たとえば、同一学歴、同一年齢、同一就業状況など)をコントロールする上で、個人所得が参照グループの所得とのギャップを直接に計測できる。 \ln 所得の理論値は、所得関数⁷の推定結果に基づいて算出した推定値である。これは同一学歴、同一年齢層などの準拠集団における年間所得の平均値であり、比較する基準となる。(2)CHIP2007 の個票データを活用して地域別ジニ係数を算出した⁸。

第 4 に、個人属性については、以下のように分けてそれぞれの変数を設定している。

⁷ 準拠集団と比較する際に、個人所得より家計所得のほうが良く用いられる。そのため、本稿では世帯一人当たりの等価所得を被説明変数とした。所得関数の推定結果については、付表 1 を参照されたい。所得関数の推定を行う際に、就業選択によるサンプル・セレクション・バイアスの問題が生じる可能性があると考えられるため、ヘックマンの二段階推定法による推定も行ったが、逆ミズ比の推定値は統計的に有意ではない結果が得られた。そのため、本稿の後の付表 1 で OLS による推定結果のみを掲載している。

⁸ 国家統計局は地域別ジニ係数を公表していないため、本稿では CHIP2007 の個票データに基づいて地域別ジニ係数を算出した。

(1) Clark and Oswald (1996) は、年齢と幸福度はU字型の関係にあり、つまり幸福度は若年層、高齢者層が中年層より低いことを示している。年齢の影響を考察するため、年齢、年齢の二乗を変数として設定している。

(2) 教育水準、健康状態は、人的資本の要因として幸福度に影響を与えられ。Clark (1996)、Clark and Oswald (1996)、Bender and Heywood (2006) は教育水準が高いほど満足度が低くなることを指摘しており、また、Graham et al. (2011) は健康状況が生活満足度に影響を与えることを示している。本稿では、これらの人的資本要因を統御するため、学歴ダミー⁹、健康ダミー¹⁰を設定した。

(3) 性別の差異をコントロールするため、男性ダミーを説明変数として設定した。

第5に、高齢化の進行状況や政府の公共投資における地域間の差異の影響をコントロールするため、『中国統計年鑑2008』における省別集計データに基づいて、1千人あたり病床数、1千人あたり医師数、1千人あたり公的教育投資額、人口高齢化率(65歳以上の人口の割合)の各変数を設定した¹¹。

サンプルの選定については、本稿では上記の変数に関する無回答となっているサンプルを除外し、また各説明変数の欠損値を除外した。分析では19歳以上のサンプルに限定した。これら標本の記述統計量は表4に示される。

⁹ 学歴を小学校およびその以下、中学校、高校・高専、短大、大学・大学院の5つに分けてそれぞれのダミー変数を設定した。

¹⁰ 健康状態については、「非常に良い」、「やや良い」、「ふつう」、「良くない」の4つに分けてそれぞれのダミー変数を設定した。質問票「あなたは自分の健康状態についてどう思っていますか」に関する回答に、「1.非常に良い、2.やや良い、3.普通、4.やや良くない、5.非常に良くない」の5つの選択肢を設けているが、「4.やや良くない」、「5.非常に良くない」と回答した者のサンプルが少ないため、2つのグループを合併して「良くない」の1つグループにした。

¹¹ 具体的に、地域レベルの諸変数は省別の病床数、医師数、公的教育投資額、公衆便所数を省別人口総数で除して算出した。

表3 変数の設定

仮説	変数名称	変数の設定
地域レベル 『中国統計年鑑』	1千人あたり病床数	『中国統計年鑑2008』第21 - 30表、第3 - 4表
	1千人あたり医師数	『中国統計年鑑2008』第21 - 31表、第3 - 4表
	1千人あたり公的教育投資	『中国統計年鑑2008』第7 - 8表、第3 - 4表
	公衆便所数	『中国統計年鑑2008』第10 - 13表、第3 - 4表
	65歳以上の人口の割合	『中国統計年鑑2008』第3 - 10表
	一人あたりGDP	『中国統計年鑑2008』第2 - 15表
	地域内の所得格差	一人あたり所得に基づいて省別ジニ係数を算出
個人レベル(CHIP)	所得階層ダミー	前年度の世帯所得(税引き後)および世帯構成員数に基づいて等価世帯所得を算出 等価世帯所得に基づいて所得五分位階層ダミーを設定
	相対所得	グループ平均所得(推定値)との差を算出
	学歴ダミー	小学校(小学校およびその以下卒 = 1、それ以外 = 0) 中学校(中学校卒 = 1、それ以外 = 0) 高校・高専(高校卒および専門学校卒 = 1、それ以外 = 0) 短大(短期大学卒 = 1、それ以外 = 0) 大学・大学院(大学・大学院卒 = 1、それ以外 = 0)
	年齢	「年齢 = 調査年 - 生年」のように算出 19 ~ 79歳の10年刻み年齢階層ダミーを設定
	性別ダミー	男性 = 1、女性 = 0
	有配偶者ダミー	有配偶者 = 1、無配偶者 = 0
	年金加入類型	年金加入・勤務先負担(年金加入・勤務先負担 = 1、それ以外 = 0) 年金加入・自己負担(年金加入・自己負担 = 1、それ以外 = 0) 年金加入・共同負担(年金加入・勤務先負担および自己負担 = 1、それ以外 = 0) 年金未加入(年金未加入 = 1、それ以外 = 0)
	医療保険加入類型	都市従業員基本医療保険のみ加入(公的医療保険のみ加入 = 1、それ以外 = 0) 商業医療保険の未加入(商業医療保険のみ加入 = 1、それ以外 = 0) その他の医療保険のみ加入(その他の医療保険のみ加入 = 1、それ以外 = 0) 合型医療保険加入(+ 、 + 、 + 、 + + = 1、それ以外 = 0) 医療保険未加入(各種の医療保険のいずれも未加入 = 1、それ以外 = 0)

出所:筆者作成。

表4 記述統計量 (平均値)

	全世代	現役世代	退職直前後 世代	早期高齢 世代	後期高齢 世代
幸福度	3.2448	3.2442	3.2506	3.2630	3.2149
地域レベルの変数					
ジニ係数	0.3277	0.3269	0.3287	0.3306	0.3292
一人あたりGDP (億円)	31435	31584	34192	29835	29043
65歳以上の人口の割合 (%)	14.29	14.22	14.74	14.47	14.07
1万人あたり病床数	3.29	3.30	3.55	3.16	3.05
1千人あたり医師数	1.73	1.73	1.86	1.65	1.60
1千人あたり公衆便所数	2.79	2.75	2.76	2.91	2.99
1千人あたり公的教育投資 (万円)	76.29	76.69	84.37	71.96	69.12
個人レベルの変数					
年齢	46	39	57	64	75
世帯所得階層の分布					
所得第1五分位	21.52%	20.15%	23.05%	24.48%	27.25%
所得第2五分位	21.37%	19.75%	19.27%	30.39%	24.57%
所得第3五分位	20.41%	20.45%	21.16%	19.55%	20.52%
所得第4五分位	19.21%	20.29%	18.89%	14.63%	17.03%
所得第5五分位	17.49%	19.36%	17.62%	10.96%	10.62%
相対所得	-0.0025	-0.0062	0.0255	-0.0200	0.0216
学歴の分布					
小学校	7.36%	4.69%	10.01%	13.64%	18.17%
中学校	25.23%	23.15%	33.19%	32.00%	23.11%
高校・高専	35.62%	37.57%	28.65%	31.22%	33.90%
短大	18.10%	19.82%	16.62%	11.72%	14.52%
大学・大学院	13.69%	14.77%	11.53%	11.42%	10.30%
男性	49.51%	48.40%	50.57%	51.24%	55.47%
有配偶者	81.79%	78.76%	95.28%	92.69%	74.70%
子どもあり	95.36%	93.62%	99.43%	99.59%	99.19%
健康状態の分布					
非常に良い	15.76%	19.42%	9.89%	6.43%	5.03%
良い	48.87%	54.33%	41.18%	37.66%	27.09%
ふつう	29.99%	23.17%	41.50%	46.73%	50.45%
良くない	5.38%	3.08%	7.43%	9.18%	17.43%
年金加入タイプの分布					
年金加入・勤務先負担	16.21%	14.51%	21.73%	19.81%	18.82%
年金加入・自己負担	9.42%	11.21%	7.87%	3.99%	3.81%
年金加入・両方負担	33.08%	39.21%	26.64%	14.16%	15.82%
年金未加入	41.29%	35.07%	43.76%	62.04%	61.55%
医療保険加入タイプの分布					
都市従業員基本医療保険のみ加入	61.37%	62.33%	64.67%	57.26%	54.91%
商業医療保険のみ加入	4.73%	5.74%	2.83%	2.07%	2.19%
その他の医療保険加入	2.98%	3.43%	1.51%	2.49%	1.54%
混合型医療保険加入	2.83%	3.55%	2.46%	0.78%	0.00%
医療保険未加入	28.09%	24.95%	28.53%	37.40%	41.36%
サンプルサイズ	15847	11098	1588	1928	1233

出所：CHIP2007に基づき計算。

5. データから観察された主観的幸福度の実態

5.1 世代類型別にみた主観的幸福度

世代類型別にみた主観的幸福度の分布を表5にまとめている。不幸と回答した者の割合（「非常に不幸」と「やや不幸」の合計値）は、早期高齢世代が5.57%で最も少ない、相次いで定年退職直前後世代が5.82%、現役世代が7.83%となっている。一方、後期高齢者世代が11.43%で最も多い。高年齢者層において、早期高齢者世代と後期高齢者世代によって主観的幸福度が異なり、加齢とともに主観的幸福度が下がる傾向にあることが見て取れる。

表5 世代類型別にみた主観的幸福度

	単位：%			
	非常に不幸	やや不幸	やや幸せ	非常に幸せ
全世代	0.70	6.91	59.67	32.72
現役世代	0.88	6.95	58.93	33.24
定年退職直前後世代	0.24	5.58	62.79	31.39
早期高齢者世代	0.11	5.46	61.33	33.10
後期高齢者世代	0.71	10.72	57.27	31.29

出所：表4と同じ。

5.2 年金加入類型別・医療保険加入類型別にみた主観的幸福度

年金加入類型別・医療保険加入類型別にみた主観的幸福度を表6にまとめている。まず、年金加入状況別にみた主観的幸福度については、全体的に不幸と回答した者の割合は、年金加入・自己負担グループ(9.87%)で最も多く、年金加入・両方負担グループ(6.46%)が最も少ない。年金加入・勤務先負担グループ(7.92%)、年金未加入グループ(7.70%)が中間の値となっている。主観的幸福度で年金加入グループと年金未加入グループ間の差異が大きく見られないが、年金加入タイプの各グループ間の差異が存在することがうかがえる。

次に、医療保険の加入状況別にみた主観的幸福度については、全体的に不幸と回答した者の割合は、その他の医療保険加入グループが10.53%で最も多く、都市従業員基本医療保険のみ加入グループが7.09%で最も少ない。医療保険未加入グループ(8.41%)、混合型医療保険加入グループ(7.99%)、商業医療保険のみ加入グループ(7.79%)が中間の値となっている。主観的幸福度で医療保険加入グループと医療保険未加入グループ間の差異が小さいが、医療保険加入グループ間の差異が存在することが見て取れる。

表6 年金加入類型別・医療保険加入類型別にみた主観的幸福度

	単位：%			
	非常に不幸	やや不幸	やや幸せ	非常に幸せ
年金加入類型				
年金加入・勤務先負担	0.55	7.37	57.48	34.60
年金加入・自己負担	0.88	8.99	59.18	30.95
年金加入・両方負担	0.87	5.59	59.99	33.55
年金未加入	0.59	7.11	60.56	31.74
医療保険加入類型				
都市従業員基本医療保険のみ加入	0.69	6.40	59.95	32.96
商業医療保険のみ加入	0.91	6.88	57.27	34.94
その他の医療保険加入	1.03	9.50	53.93	35.54
混合型医療保険加入	0.89	7.10	57.87	34.15
医療保険未加入	0.66	7.75	60.54	31.05

出所：表4と同じ。

上記より、年金・医療保険未加入グループに比べ、保険に加入したグループで主観的幸福度が高いことが見られない。また年金・医療保険の加入類型（保険料負担の形態や保険種類の組み合わせの形態）によって主観的幸福度が異なることが示された。しかし、これらの結果は幸福度に影響を与える他の要因（たとえば、所得要因、個人属性など）をコントロールしていない集計結果であるため、他の要因が一定であれば、年金・医療保険制度の加入がどの程度主観的幸福度に影響を与えるのか、年金・医療保険の加入類型によって主観的幸福度が異なるのかが明らかになっていない。以下では、計量分析の結果を用いてこの問題を解明する。

6. 計量分析の結果

6.1 全世代の分析結果

全世代の主観的幸福度に関する分析の結果を表7にまとめている。年金制度加入のみを分析した推定1、医療保険制度加入のみを分析した推定2、年金・医療制度の両方を分析した推定3の3つの分析結果で、決定係数および推定係数における大きな差が見られない。年金加入と医療保険加入における多重共線性の問題が顕著ではないのではないかと判断した¹²。以下では、主に推定3の分析結果に基づいて説明する。

第1に、他の要因が一定であれば、年金未加入グループに比べ、年金加入・自己負担グルー

¹² 年金加入と医療保険加入の諸変数に関する相関係数の計測も行った。その結果、各変数間の相関係数のいずれも0.3以下の数値となっている。これらの変数を用いると多重共線性の問題が顕著ではないと考えられる。

プおよび年金加入・両方負担グループで幸福度が低い。一方、統計的に有意ではないが、年金加入・勤務先負担ダミーが正の値となっている。年金未加入グループに比べ、年金に加入している場合、その保険料が自己負担となると、幸福度が下がる傾向にある。年金保険料の個人負担の軽減は、国民の well-being を高める効果を持つことが示された。ただし、主観的幸福度に与える影響で医療保険の加入類型間の差異が顕著ではない。

第2に、相対所得の影響を検討する。まず、準拠集団の平均所得に比べて自分の所得水準が高いほど幸福度が高い傾向にある。よって、相対的所得仮説が支持された。次に、地域レベルの所得格差の影響については、ジニ係数が高い地域に居住するグループで幸福度が相対的に低いことが確認された。地域内の所得格差の是正政策が国民の幸福度を高める効果を持つことがうかがえる。

第3に、所得水準の影響を検討する。まず、個人レベルの所得水準の影響については、低所得層(所得第1五分位)に比べ、中所得層(所得第3五分位)で幸福度が高いが、幸福度における低所得層と高所得層間の差異は顕著ではない。次に、地域レベルの所得水準(1人あたりGDP)の高さが幸福度に与える影響は、統計的に有意ではない。

これらの分析結果により、所得水準が高くなると、主観的幸福度がかならずしも高くなるとはいえない。Easterlin (1974, 2001)により指摘された、アメリカや日本などの先進国における「幸福のパラドックス」の現象は中国都市部においても存在していることがうかがえる。

第4に、高齢化率(65歳以上の人口の割合)が低い地域に居住するグループに比べ、高齢化率が高い地域に居住するグループで主観的幸福度が高い。

この推定結果の主な理由については、以下のことが考えられる。高齢化が進んでいる地域(たとえば上海市、北京市など)は経済発展のレベルが相対的に高いため、公的社会保障金額が相対的に多く、社会保障制度が整備されている。先進国における経済発展の経験によると、経済発展のレベルが高くなるにつれて、年金、医療保険などの社会保障制度が整備される傾向が見られる。たとえば、日本で1922年に公的医療保険制度が初めて制定されたが、55年頃まで農業や自営業者、零細企業従業員を中心に国民の約3分の1に当たる約3000万人が無保険者であった。経済成長にともなって、1958年に国民健康保険法が制定され、そして1961年に全国の市町村で国民健康保険事業が始まり、国民皆保険体制が確立した。経済発展のレベルと社会保障制度の整備との関係を確認するため、『中国統計年鑑2008』31カ省別データを用い、一人あたり公的社会保障額を被説明変数とし、一人あたりGDPを説明変数とした分析を行った。OLSの分析結果によると、一人あたりGDPの推定係数が0.0129で、しかもその統計的な有意水準は1%と

なっている。これは厳密的な分析となっていないものの、経済発展レベルが高い地域で一人あたりの公的社会保障金が相対的に多く、つまり社会保障制度が相対的に整備されていることがうかがえる。

表7 主観的幸福度に関する分析結果（全世代）

	推定1		推定2		推定3	
	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値
地域レベルの変数						
ジニ係数	-3.6262 ***	-4.58	-3.2505 ***	-4.15	-3.6496 ***	-4.61
一人あたりGDP	-3.850E-06	-1.18	-3.990E-06	-1.22	-3.610E-06	-1.10
65歳以上の人口の割合	0.0209 ***	2.62	0.0171 **	2.16	0.0219 ***	2.73
1千人あたり病床数	-0.1335 ***	-2.78	-0.1092 **	-2.28	-0.1311 ***	-2.72
1千人あたり医師数	0.1168	1.06	0.0695	0.64	0.1239	1.12
公衆便所数	0.0278	1.50	0.0276	1.49	0.0287	1.54
公的教育投資額	0.0030	1.16	0.0034	1.30	0.0027	1.06
個人レベルの変数						
世帯所得階層（所得第1五分位）						
所得第2五分位	-0.0193	-0.54	-0.0191	-0.53	-0.0190	-0.53
所得第3五分位	0.0961 **	2.10	0.0927 **	2.03	0.0959 **	2.10
所得第4五分位	0.0374	0.65	0.0371	0.65	0.0370	0.65
所得第5五分位	-0.0599	-0.77	-0.0627	-0.81	-0.0606	-0.78
相対所得	0.2423 ***	6.29	0.2412 ***	6.26	0.2441 ***	6.34
年齢（30～39歳）						
19～29歳	-0.0818 **	-2.22	-0.0797 **	-2.16	-0.0830 **	-2.25
40～49歳	-0.0295	-1.00	-0.0283	-0.95	-0.0280	-0.94
50～59歳	0.0066	0.22	0.0182	0.61	0.0079	0.26
60～69歳	0.1509 ***	4.15	0.1733 ***	4.83	0.1515 ***	4.15
70歳以上	0.1404 ***	3.32	0.1619 ***	3.85	0.1417 ***	3.34
学歴（小学校）						
中学校	0.2047 ***	5.20	0.2007 ***	5.11	0.2047 ***	5.20
高校・高専	0.1927 ***	4.92	0.1887 ***	4.82	0.1935 ***	4.94
短大	0.3384 ***	7.75	0.3373 ***	7.74	0.3404 ***	7.79
大学・大学院	0.3384 ***	7.32	0.3373 ***	7.30	0.3406 ***	7.36
男性						
家族と同居	0.1436 ***	4.59	0.1452 ***	4.64	0.1457 ***	4.65
子どもあり	-0.0751	-1.58	-0.0735	-1.55	-0.0762	-1.60
家族人数	-0.0196 *	-1.85	-0.0206 **	-1.94	-0.0199 *	-1.87
健康状態（良くない）						
非常に良い	0.9157 ***	18.98	0.9175 ***	19.02	0.9164 ***	18.99
良い	0.5206 ***	12.07	0.5202 ***	12.06	0.5210 ***	12.08
ふつう	0.2376 ***	5.51	0.2365 ***	5.49	0.2379 ***	5.52
年金加入状態（年金未加入）						
年金加入・勤務先負担	0.0433	1.50			0.0470	1.60
年金加入・自己負担	-0.0786 **	-2.30			-0.0790 **	-2.30
年金加入・両方負担	-0.0501 **	-2.17			-0.0461 **	-1.95
医療保険加入状態（医療保険未加入）						
都市従業員基本医療保険のみ			-0.0177	-0.78	-0.0144	-0.62
商業医療保険のみ			0.0019	0.04	0.0097	0.21
その他の医療保険のみ			0.0542	0.94	0.0594	1.03
混合型医療保険			-0.0361	-0.60	-0.0285	-0.47
サンプルサイズ	15845		15845		15845	
対数尤度	-13506.207		-13512.494		-13505.135	
決定係数	0.042		0.042		0.042	

出所：表4と同じ。

注：*, **, ***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

第 5 に、個人属性要因については、(1) 現役世代 30～39 歳グループに比べ、現役世代 19～29 歳グループで幸福度が低い、早期高齢者世代(60～69 歳)、後期高齢者世代(70 歳以上)で幸福度が高い。加齢とともに幸福度が高くなることが示された。(2) 小学校卒者グループに比べ、中学校、高校・高専、短大、大学卒の各グループのいずれにおいても幸福度は高い。学歴が高いほど幸福度が高いことが示された。(3) 他の要因が一定であれば、幸福度における男性と女性間の差が顕著ではない。(4) 健康状態が良いほど幸福度が高い傾向にある。(5) 独居者グループに比べ、家族と一緒に居住するグループで主観的幸福度が高い。ただし、家族人数が多いほど主観的幸福度が下がる。子どもの有無が主観的幸福度に与える影響は統計的に有意ではない。

(6) 勤務先に関する分析も行った。他の要因が一定であれば、官公庁・政府関連部門に勤める労働者に比べ、民間企業に勤める労働者および自営業者の両グループで主観的幸福度が高い¹³。

6.2 世代類型別分析結果

主観的幸福度に関する世代類型別分析結果を表 8 にまとめており、以下のことが確認された。

第 1 に、年金保険の加入状況の影響については、年金未加入グループに比べ、(1) 現役世代において、年金加入・勤務先負担グループで幸福度が高い。一方、統計的有意水準が 10% であるが、年金加入・自己負担グループで幸福度が低い傾向がある。(2) 定年退職直前後世代において、年金加入・自己負担グループで幸福度が低い。(3) 早期高齢者世代において、統計的有意水準が 10% であるが、年金加入・自己負担グループで幸福度が高い傾向にある。(4) 後期高齢者世代において、年金加入・勤務先負担グループで幸福度が高い。要するに、保険料は勤務先が負担すれば、現役世代および後期高齢者世代で主観的幸福度が高い傾向にある。保険料が自己負担になると、現役世代および定年退職直前後世代のいずれにおいても幸福度が低い、早期高齢者世代で幸福度が高いことが示された。

その主な理由は、他の世代に比べ、現役世代および定年退職直前後世代は、社会保障制度の改革の影響を強く受けたことにある。具体的にいえば、中国都市部における年金制度、医療保険制度の改革が 1990 年代後半期から始まった。当時の 20 歳代前半～40 歳代前半の労働者(改革当時の働き盛り世代)は 2007 年時点の調査で 30 歳代後半～50 歳代後半(調査時点の現

¹³ 勤務先に関する分析では調査時点に就業している者のみを分析対象となっている。紙幅の制約上で、分析結果の掲載を省略している。

役世代および定年退職直前後世代)となり、それらの世代の労働者は国有企業の改革や社会保障制度の移行の痛みを受けている。たとえば、1990年代後期、国有企業の改革が促進された。国有企業が雇用調整を行う際に、レイオフされた労働者が3年後に就職できなければ、失業者となり、年金・医療保険の一部を自己負担することになる。またレイオフされなかった労働者を対象とする年金制度が、国家保険・企業保険(個人負担がゼロ)から国家・企業・個人の三方負担となる社会保険へ移行する際に、年金保険金の自己負担も増加することとなった。したがって、保険料の自己負担に対して、現役世代および定年退職直前後世代の多くは抵抗感・不満足感を持っていると考えられる。一方、新たな年金制度によると、労働者の年齢や年金納付の年数(あるいは勤務年数)によって納付する保険料および年金受給額が異なる。つまり年齢が高い(勤務年数が長い)ほど、自己負担の保険料は低い、年金受給額が高い。年金制度の改革時点(1990年代)における50歳代の労働者は、調査時点(2007年)に60歳代(早期高齢者世代)となっている。その年齢層の労働者に対して従来の年金制度の一部が適用されており、自己負担の保険金が相対的に少ないが、受給した年金額が相対的に高い。そのため、他の世代に比べ、早期高齢者世代で保険金を自己負担しても、幸福度が相対的に高いと考えられる。

第2に、医療保険の加入状況の影響については、医療保険未加入グループに比べ、(1)定年退職直前後世代において、混合型医療保険加入グループで幸福度が低い。(2)前期高齢者世代において、統計的な有意水準が10%であるが、その他の医療保険加入グループで幸福度が高い。(3)後期高齢者世代において、統計的な有意水準が10%であるが、都市従業員基本医療保険加入および商業医療保険のみ加入の両グループで幸福度が低い。(4)現役世代で、幸福度における医療保険加入類型間の差異が統計的に見られない。医療保険制度に加入する際に、自己負担になるケース(商業医療保険、混合型医療保険)で幸福度が低い傾向にあるものの、主観的幸福度で加入類型間の差異が大きい。

第3に、相対所得の影響について、まず、現役世代、後期高齢者グループで準拠集団の平均値に比べて自分の所得(相対所得)が高いほど幸福度が高いが、定年退職前後世代、早期高齢者世代のいずれにおいても、相対所得が主観的幸福度に有意な影響を与えていない。

次に、地域内の所得格差の影響については、現役世代、定期退職直前後世代、前期高齢者世代のいずれにおいても、地域内のジニ係数が高いほど幸福度が低い傾向にある。地域ジニ係数の推定値は、現役世代が3.1713、定年退職直前後世代が5.0311、早期高齢者世代が5.0018となっている。加齢とともに、居住する地域内の所得格差が主観的幸福度に与える影響が大きくなることが確認された。その主な理由は、高齢者が個人貯蓄の取り崩しの生活に直面する

ため、その生活は年金や地域内の公的インフラ投資(たとえば、公立病院施設、高齢者に対する医療費補助金など)に強く依存していることにある。ただし、後期高齢者世代で地域内の所得格差が幸福度に与える影響は統計的に有意ではないが、その値は 2.5347 となっており、つまり所得格差が大きいほど幸福度が下がる傾向にある。これらの分析結果により、高齢化が進んでいる中国都市部で、地域内の格差を是正する政策の実施は、現役世代および高齢者世代の well-being を向上させる可能性があることが示された。

第 4 に、所得水準の影響をみる。まず、個人レベルの所得水準については、(1)現役世代において、低所得層(所得第 1 五分位)に比べ、中所得層(所得第 3 五分位)で幸福度が高い。(2)後期高齢世代において、低所得層に比べ、中所得層(所得第 2 五分位、所得第 3 五分位)、および高所得層(所得第 5 五分位)で幸福度が低い。(3)定年退職直前後世代、早期高齢者世代で、幸福度における所得階層間の差異が統計的に有意ではない。

次に地域レベルの所得水準(一人あたり GDP)については、(1)前期高齢者世代で、一人あたり GDP が高いほど幸福度が低い一方で、後期高齢者世代で一人あたり GDP が高いほど幸福度が高い傾向にある。(2)現役世代、定年退職直前後世代のいずれにおいても、地域レベルの所得水準が主観的幸福度に有意な影響を与えていない。

第 5 に、高齢化の影響については、(1)早期高齢者世代、後期高齢者世代のいずれにおいても、高齢化率(65 歳以上の人口の割合)が低い地域に居住するグループに比べ、高齢化率が高い地域に居住するグループで主観的幸福度が高い。(2)現役世代、定年直前後世代のいずれにおいても、高齢化率が主観的幸福度に有意な影響を与えていない。

第 6 に、個人属性要因については、(1)各世代のいずれにおいても、学歴が高いほど幸福度が高い傾向にある。(2)各世代のいずれにおいても、幸福度における男性と女性間の差が小さい。(3)定年直前後世代で、無配偶者グループに比べ、有配偶者グループで幸福度が高い。また、後期高齢世代で、統計的な有意水準が 10%であるが、有配偶者グループで幸福度が高い傾向になる。一方、現役世代および早期高齢者世代で、配偶者の有無が幸福度に有意な影響を与えていない。(4)各世代のいずれにおいても、健康状態が良いほど幸福度が高い。

表8 主観的幸福度に関する分析結果（世代類型別）

	現役世代		定年退職直前後世代		早期高齢者世代		後期高齢者世代	
	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値
地域レベルの変数								
ジニ係数	-3.1713 ***	-3.38	-5.0311 *	-1.87	-5.0018 **	-2.06	-2.5347	-0.82
一人あたりGDP	-3.780E-06	-0.96	1.170E-06	0.11	-2.160E-05 **	-2.18	2.670E-05 **	2.31
65歳以上の人口の割合	0.0131	1.36	0.0067	0.25	0.0450 *	1.85	0.0524 *	1.76
1千人あたり病床数	-0.0516	-0.88	-0.0110	-0.07	-0.3589 **	-2.39	-0.3610 **	-2.06
1千人あたり医師数	-0.0450	-0.34	0.3668	1.00	0.3745	1.12	0.3870	0.91
公衆便所数	0.0473 **	2.14	-0.0947	-1.46	0.1894 ***	3.05	-0.1887 ***	-2.81
公的教育投資額	0.0036	1.15	-0.0067	-0.80	0.0111	1.45	-0.0081	-0.83
個人レベルの変数								
世帯所得階層（所得第1五分位）								
所得第2五分位	0.0403	0.91	0.0722	0.61	-0.0967	-0.95	-0.3859 ***	-3.10
所得第3五分位	0.1898 ***	3.47	-0.0570	-0.37	0.0655	0.46	-0.4307 ***	-2.63
所得第4五分位	0.0999	1.47	0.0062	0.03	0.0120	0.07	-0.2870	-1.39
所得第5五分位	0.0189	0.21	-0.1570	-0.61	0.0357	0.14	-0.5446 *	-1.94
相対所得	0.2400 ***	5.34	0.1739	1.27	0.1702	1.30	0.3570 **	2.53
年齢	0.0036	0.33	2.3335	1.12	0.8416 *	1.68	0.1341	1.55
年齢の2乗	-4.950E-05	-0.36	-0.0200	-1.09	-0.0065 *	-1.68	-0.0008	-1.51
学歴（小学校）								
中学校	0.2470 ***	4.41	0.1574	1.36	0.1014	1.12	0.2539 **	2.40
高校・高専	0.2075 ***	3.77	0.0209	0.17	0.1649 *	1.72	0.5047 ***	4.88
短大	0.3236 ***	5.46	0.2190 *	1.61	0.4131 ***	3.48	0.6350 ***	4.90
大学・大学院	0.3276 ***	5.31	0.2221	1.50	0.3623 ***	2.87	0.7174 ***	4.74
男性								
家族と同居	0.1881 ***	4.72	0.3273 **	2.27	-0.0617	-0.55	0.1377	1.56
子どもあり	-0.0586	-1.19	-0.4961	-1.17	0.1143	0.26	0.2082	0.56
家族人数	-0.0230 *	-1.82	0.0319	0.88	-0.0631 **	-2.03	-0.0381	-0.99
健康状態（良くない）								
非常に良い	1.0258 ***	14.96	0.8563 ***	5.67	0.4328 ***	3.03	0.6849 ***	3.92
良い	0.5903 ***	9.12	0.5366 ***	4.38	0.3710 ***	3.62	0.6153 ***	5.81
ふつう	0.3045 ***	4.61	0.3108 ***	2.55	-0.0383	-0.39	0.3916 ***	4.15
年金加入状態（年金未加入）								
年金加入・勤務先負担	0.0955 ***	2.61	-0.1039	-1.15	-0.1249	-1.49	0.2148 **	2.18
年金加入・自己負担	-0.0738 *	-1.91	-0.2467 ***	-2.05	0.2470 *	1.68	-0.1667	-0.93
年金加入・両方負担	-0.0430	-1.56	-0.0860	-1.09	0.0150	0.18	-0.0186	-0.18
医療保険加入状態（医療保険未加入）								
都市従業員基本医療保険のみ	0.0323	1.09	-0.0504	-0.66	-0.0223	-0.33	-0.1389 *	-1.78
商業医療保険のみ	0.0524	1.00	0.0281	0.15	0.0969	0.47	-0.4382 *	-1.86
その他の医療保険のみ	0.0786	1.22	-0.0348	-0.14	0.3441 *	1.81	-0.0783	-0.28
混合型医療保険	0.0628	0.94	-0.5213 **	-2.49	-0.2156	-0.68		
サンプルサイズ	11096		1588		1928		1233	
対数尤度	-9513.827		-1250.884		-1508.421		-1097.814	
決定係数	0.050		0.041		0.050		0.054	

出所：表4と同じ。

注：1) **、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2) 後期高齢者世代に関する分析で混合型医療保険加入のサンプルが少ないため、分析から脱落した。

6.3 その他のグループ別に関する分析結果

まず、男女別分析結果を表9にまとめており、以下のことが示された。

第1に、年金加入の影響については、男性グループで年金加入状態が主観的幸福度に与える影響は統計的に有意ではない。一方、女性の場合、年金未加入グループに比べ、年金加入・両方負担、および年金加入・自己負担の両グループで主観的幸福度が低い。年金保険の自己負担が幸福度に与えるマイナスの影響は、女性グループが男性グループより大きいことが示された。

第2に、医療保険加入の影響については、男性の場合、医療保険未加入グループに比べ、公的医療保険のみ加入、混合型医療保険の両グループで主観的幸福度が低い。一方、女性の場合、主観的幸福度における医療保険加入類型間の差異が統計的に顕著ではない。年金保険の自己負担の効果と異なり、医療保険の自己負担が幸福度に与えるマイナスの影響は、男性グループが女性グループより大きい。

上記より、年金加入状態が女性の幸福度に強く影響を与える一方で、医療保険加入状態が男性の幸福度に強く影響を与えることがうかがえる。年金制度と医療保険制度の影響において男女間の差異が存在することが示された。

表9 主観的幸福度に関する分析結果（男女別）

	男性		女性	
	推定係数	z 値	推定係数	z 値
年金加入状態（年金未加入）				
年金加入・勤務先負担	0.0506	1.22	0.0430	1.03
年金加入・自己負担	-0.0232	-0.47	-0.1310 ***	-2.70
年金加入・両方負担	-0.0233	-0.69	-0.0655 **	-1.98
医療保険加入状態（医療保険未加入）				
都市従業員基本医療保険のみ	-0.0932 ***	-2.70	0.0507	1.58
商業医療保険のみ	-0.0732	-1.05	0.0771	1.20
その他の医療保険のみ	0.0054	0.06	0.1090	1.41
混合型医療保険	-0.1604 *	-1.90	0.1015	1.14
サンプルサイズ	7844		8001	
対数尤度	-6618.772		-6865.626	
決定係数	0.045		0.042	

出所：表4と同じ。

注：1) *, **, ***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2) ギニ係数、一人あたりGDP、65歳以上の人口の割合、1千人あたり病床数、1千人あたり医師数、公衆便所数、公的教育投資額、世帯所得、相対所得、年齢、家族との同居、子どもあり、家族人数、健康状況、勤務先を推定したが、掲載で省略している。

次に、勤務先類型別分析結果を表10にまとめており、以下のことが確認された。

第1に、年金の加入状況が国有企業、外資系企業に勤める労働者および個人企業における主観的幸福度に影響を与えている。具体的に年金未加入グループに比べ、国有企業で年金加入グループのいずれにおいても幸福度が高い。外資系企業で、年金加入・勤務先負担、年金加入・両方負担グループのいずれにおいても主観的幸福度が高い。また個人企業において、年金加入・勤務先負担グループで幸福度が高いが、年金加入・両方負担グループで幸福度が低い傾向にある。

第2に、医療保険加入が官公庁・政府関連機関、集団企業および外資系企業に勤める労働者の幸福度に影響を与えている。具体的に医療保険未加入グループに比べ、官公庁・政府関連機関で商業医療保険のみに加入したグループの幸福度が低い。集団企業および外資系企業のいずれにおいても公的医療保険のみに加入したグループの幸福度が低い。

地域別分析結果を表11にまとめている。地域によって、年金および医療保険の加入状態が主観的幸福度に与える影響は異なることが示された。

第1に、年金未加入グループに比べ、年金加入・勤務先負担グループで主観的幸福度が高い傾向にある(安徽省、河南省、重慶市)。一方、年金加入・自己負担グループ(浙江省、四川省)、年金加入・両方負担グループ(江蘇省、浙江省)で主観的幸福度が低い。安徽省、河南省、重慶市は経済発展のレベルが相対的に低い地域、江蘇省、浙江省は経済発展のレベルが相対的に高い地域である¹⁴。これらの分析結果により、経済発展のレベルが低い地域および高い地域のいずれにおいても、年金の個人負担が高いほど主観的幸福度が低い傾向にあり、これらの地域で年金の自己負担率を引き上げると、主観的幸福度が低下する可能性が存在することが示された。

第2に、医療保険未加入グループの比べ、上海市、河南省の両地域において都市従業員基本医療保険のみグループで幸福度が低い。安徽省で都市従業員基本医療保険のみグループで幸福度が高い。また、上海市、四川省のいずれにおいても混合型医療保険グループで幸福度が低い。河南省で混合型医療保険グループの幸福度が高い傾向にある。経済発展のレベルが相対的に低い地域(安徽省、河南省)で都市従業員基本医療保険制度の実施は主観的幸福度を高める効果を持つことが示された。

¹⁴ 『中国統計年鑑2008』に基づいて計算した結果、地域別一人あたりGDPは、安徽省、河南省、重慶市、江蘇省、浙江省はそれぞれ13.3万元(安徽省)、17.7万元(河南省)、16.1万元(重慶市)、37.2万元(江蘇省)、40.9万元(浙江省)となっている。

表 10 主観的幸福度に関する分析結果（勤務先別）

	官公庁・政府関連機関		国有企業		集団企業	
	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値
年金加入状態（年金未加入）						
年金加入・勤務先負担	0.0138	0.21	0.5170 ***	3.73	-0.2267	-1.10
年金加入・自己負担	-0.0311	-0.30	0.3447 **	2.07	0.1597	0.58
年金加入・両方負担	-0.0145	-0.26	0.2463 **	2.06	-0.1984	-1.33
医療保険加入状態（医療保険未加入）						
都市従業員基本医療保険のみ	-0.0454	-0.78	0.0052	0.06	-0.3556 ***	-2.60
商業医療保険のみ	-0.2380 **	-2.31	0.2587	1.50	-0.3184	-1.23
その他の医療保険のみ	-0.0185	-0.13	-0.0867	-0.42	-0.0712	-0.28
混合型医療保険	-0.0884	-0.75	-0.0936	-0.58	0.1950	0.58
サンプルサイズ	3460		1754		579	
対数尤度	-2854.244		-1473.694		-470.962	
決定係数	0.049		0.050		0.088	

（続き）

	民営企業		外資系企業		自営業	
	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値
年金加入状態（年金未加入）						
年金加入・勤務先負担	0.0885	0.83	0.5628 *	1.85	0.3928 **	2.31
年金加入・自己負担	-0.1258	-1.35	0.0057	0.01	0.0583	0.64
年金加入・両方負担	-0.0787	-1.01	0.5698 **	2.31	-0.3156 **	-2.55
医療保険加入状態（医療保険未加入）						
都市従業員基本医療保険のみ	0.0104	0.14	-0.4180 *	-1.92	-0.0397	-0.45
商業医療保険のみ	0.0668	0.52	-0.3917	-1.10	-0.0569	-0.39
その他の医療保険のみ	0.1966	1.08	-1.0962	-1.52	-0.2761	-1.46
混合型医療保険	-0.2143	-0.91	-0.2040	-0.69	0.1806	0.75
サンプルサイズ	1731		391		1135	
対数尤度	-1472.225		-296.809		-923.630	
決定係数	0.058		0.117		0.097	

出所：表4と同じ。

注：1) *, **, ***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2) 後期高齢世代に関する分析で混合型医療保険加入のサンプルが少ないため、分析から脱落した。

3) ジニ係数、一人あたりGDP、65歳以上の人口の割合、1千人あたり病床数、1千人あたり医師数、公衆便所数、公的教育投資額、世帯所得、相対所得、年齢、性別、家族との同居、子どもあり、家族人数、健康状況を推定したが、掲載で省略している。

表 11 主観的幸福度に関する分析結果（地域別）

	上海		江蘇		浙江		安徽	
	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値
年金加入状態（年金未加入）								
年金加入・勤務先負担	-0.0433	-0.36	0.0862	0.70	0.1071	0.80	0.2377 **	2.47
年金加入・自己負担	-0.3540	-1.31	0.0107	0.08	-0.2865 **	-2.28	-0.0900	-0.79
年金加入・両方負担	0.1328	1.11	-0.2792 ***	-3.49	-0.3031 ***	-3.20	-0.0638	-0.72
医療保険加入状態（医療保険未加入）								
都市従業員基本医療保険のみ	-0.3626 ***	-2.61	0.1192	1.53	-0.0734	-0.92	0.2393 ***	3.06
商業医療保険のみ	-0.0870	-0.41	-0.2291	-1.16	-0.2285	-1.23	-0.1785	-1.07
その他の医療保険のみ			-0.0830	-0.26	-0.0220	-0.08	-0.2604	-1.53
混合型医療保険	-0.3735 **	-2.26	-0.0249	-0.11	-0.2413	-0.87	-0.1430	-0.29
サンプルサイズ	1458		1674		1664		1578	
対数尤度	-1080.282		-1412.833		-1329.750		-1193.663	
決定係数	0.093		0.076		0.073		0.112	

（続き）

	河南		湖北		広東		重慶	
	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値
年金加入状態（年金未加入）								
年金加入・勤務先負担	0.2182 ***	2.68	0.1139	1.19	-0.0816	-0.77	0.5777 ***	3.65
年金加入・自己負担	0.0768	0.55	0.1482	1.21	-0.1052	-1.07	-0.0377	-0.25
年金加入・両方負担	0.1340	1.64	-0.0228	-0.20	-0.0806	-1.06	-0.0757	-0.73
医療保険加入状態（医療保険未加入）								
都市従業員基本医療保険のみ	-0.1241 *	-1.72	0.1278	1.29	0.0712	0.98	-0.0922	-0.97
商業医療保険のみ	0.0320	0.25	0.1278	0.80	0.0235	0.19	-0.0372	-0.20
その他の医療保険のみ	0.3062 ***	2.66	0.2658	1.07	0.1846	1.47	-0.4078	-1.49
混合型医療保険	0.9167 ***	3.64	-0.1497	-0.31	0.0928	0.58	0.7439	1.43
サンプルサイズ	1726		1075		1596		1130	
対数尤度	-1403.242		-941.551		-1448.850		-845.258	
決定係数	0.071		0.079		0.047		0.120	

（続き）

	四川	
	推定係数	z 値
年金加入状態（年金未加入）		
年金加入・勤務先負担	-0.1773	-1.50
年金加入・自己負担	-0.2324 **	-2.38
年金加入・両方負担	0.0535	0.70
医療保険加入状態（医療保険未加入）		
都市従業員基本医療保険のみ	-0.0297	-0.41
商業医療保険のみ	0.0248	0.17
その他の医療保険のみ	0.5590	0.99
混合型医療保険	-0.5324 **	-2.53
サンプルサイズ	1660	
対数尤度	-1392.829	
決定係数	0.051	

出所：表4と同じ。

注：1）*、**、***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

- 2）ジニ係数、一人あたりGDP、65歳以上の人口の割合、1千人あたり病床数、1千人あたり医師数、公衆便所数、公的教育投資額、世帯所得、相対所得、年齢、家族との同居、子どもあり、家族人数、健康状況、勤務先を推定したが、掲載で省略している。

7.まとめ

本稿では、2007年中国家計所得調査における都市部調査の個票データ(CHIP2007)を用いて、年金・医療保険制度の加入が中国都市戸籍住民における主観的幸福度に与える影響に関する実証分析を行った。実証分析から得られた主な結論は、以下の通りである。

第1に、年金保険加入の影響については、全体的に年金未加入グループに比べ、年金に加入しているグループで、保険料が自己負担となると、幸福度が低下する。世代類型間の差異については、現役世代において年金加入・勤務先負担グループで幸福度が高い一方で、年金加入・自己負担グループで幸福度が低く、定年退職直前後世代および早期高齢者世代において年金加入・自己負担グループで幸福度が低い。また後期高齢者世代において、年金加入・勤務先負担グループで幸福度が高い。

第2に、医療保険加入の影響については、(1)全体的に主観的幸福度に与える影響で医療保険の加入類型間の差異が顕著ではない。(2)医療保険制度に加入する際に、自己負担になるケース(商業医療保険、混合型医療保険)で幸福度が低い傾向にある。

第3に、世代類型、性別、勤務先類型、地域ごとによって、年金制度加入状態、医療保険制度加入状態が主観的幸福度に与える影響は異なっている。中国都市部で公的年金・医療保険制度の制定・実施が多様化となるとともに、制度の影響には各グループ間の差異が存在することが明らかになった

第4に、相対所得の影響については、(1)準拠集団との乖離度が大きいほど幸福度が低い傾向にあり、相対所得仮説が支持された。また地域内のジニ係数が高いほど幸福度が低い。(2)現役世代で相対所得が高いほど幸福度が高いが、定年退職前後世代、早期高齢者世代、後期高齢者世代のいずれにおいても、相対所得が主観的幸福度に有意な影響を与えていない。また、現役世代、前期高齢者世代、後期高齢者世代のいずれにおいても、地域内の所得格差が大きいほど幸福度が低い。

第5に、所得水準の影響については、(1)個人レベルで低所得層(所得第1五分位)に比べ、中所得層(所得第3五分位)で幸福度が高いが、幸福度に与える影響における低所得層と高所得層間の差異が小さい。(2)地域レベルの所得水準(一人あたりGDP)が主観的幸福度に与える影響は統計的に有意ではない。マクロレベルの集計データ(aggregation data)の分析結果によると、アメリカや日本などの先進国における「幸福のパラドックス」の現象は中国都市部においても存在していることがうかがえる。(3)世代類型間の差異については、低所得層に比べ、現役者世代

において中所得層で幸福度が高いが、後期高齢者世代において中所得層、高所得層のいずれにおいても幸福度が低い。また前期高齢者世代で地域レベルの所得水準が高いほど幸福度が低い。一方、後期高齢者世代で地域レベルの所得水準が高いほど幸福度が高い傾向にある。

これらの実証分析の結果は、以下のような政策含意を持つと考えられる。

第1に、実証分析の結果によると、年金加入の保険料は勤務先が負担すれば、現役世代および後期高齢者世代で主観的幸福度が高い一方で、保険料が自己負担になると、定年退職直前後世代および早期高齢者世代で幸福度が低いことが明らかになった。また医療保険制度に加入する際に自己負担になるグループ(商業医療保険、混合型医療保険)で幸福度が相対的に低いことが示された。政府は年金・医療保険などの社会保障制度の実施を通じて国民の well-being を向上させる目的としたら、今後公的年金・医療保険制度への加入を促進すると同時に、社会保障制度における国家・企業・個人の負担や公的社会保障制度と私的保険制度の棲み分けのあり方に関して検討すべきであろう。

第2に、保険料の自己負担が幸福度に与えるマイナスの影響は、定年退職直前後世代および早期高齢者世代が他の世帯より大きいことがうかがえる。定年退職直前後世代および早期高齢者世代の労働者は国有企業の改革や社会保障制度の移行の痛みをより多く受けているようだ。計画経済から市場経済への体制移行の過程において、個人負担における世代間の不公平性の問題を考慮する必要がある。

第3に、加齢とともに居住する地域内の所得格差が主観的幸福度に与える影響が大きくなることが確認された。高齢化が進んでいる中国都市部で、現役世代および高齢者世代の両グループの well-being を向上させるため、地域内の所得格差を是正する政策は求められる。

最後に本稿の限界を指摘しておきたい。まず 2007 年以降、都市住民基本医療保険制度がスタートしているが、データの制約上で本稿の分析ではこの制度の影響が含まれていない。また中国で都市部より、農村部で社会保障制度の実施が遅れている。農村に居住する者を対象とする実証分析も重要な課題となっている¹⁵。次に主観的幸福度に関するクロスセクション分析で個人間の異質性の問題が残っているため、パネルデータの分析も必要であろう。中国の調査データを整備したうえで、この課題に関するさらなる分析は今後の課題としたい。

¹⁵ 中国における農村戸籍住民の幸福度に関する実証分析については、Knight, Song and Gunatilaka (2009)、Knight and Gunatilaka (2010a,b)、Akay et al. (2012)などを参照されたい。しかし、これらの研究では社会保障制度の影響に関する分析がまだ行われていない。

参考文献:

日本語

- 伏見俊行・馬欣欣(2014)『格差問題と税制』ぎょうせい(近刊)。
- 筒井義郎(2010)「幸福度研究の課題」大竹文雄・白石小百合・筒井義郎『日本の幸福度』日本評論社。
- 大塚正修・日本経済研究センター (2002)『中国社会保障改革の衝撃』勁草書房。
- 塚本隆敏 2006.『中国国有企業の改革と労働・医療保障』大月書店。
- 張紀濤(2001)『現代中国社会保障論』創成社。
- 劉曉梅(2000)「中国における医療保障制度の改革」『海外社会保障研究』第130号、86-95頁。
- 馬欣欣(2014)「中国における社会保障制度の変遷と医療保険制度の改革(その2) 都市部における医療保険制度の変遷」『ファーマテクジャパン』Vol.30, No.1, pp.91-96。

中国語

- 何平 2005.「中国医療保険制度評価と展望」『社会保障研究』2005年第2期。
- 郭有徳・王煥華 2002.「中国医療保険制度改革の再思考」『人口と経済』2002年第1期。
- 林楓 2004.「構建可持續發展的社会医療保障体系」『中国社会保障』2004年第11期。
- 羅楚亮(2006)「城鄉分割、就業狀況与主觀幸福感差異」『經濟学(季刊)』第5卷第3期、817 - 840頁。
- 羅楚亮(2009)「絶対収入、相对収入与主觀幸福度」『財經研究』第35卷第11期、79 - 91頁。
- 王延中 2000.「完善医療保険制度改革の几个問題」『經濟学家』2000年第3期。

英語

- Akay, A., A., O. Bargain and K.F. Zimmermann (2012) "Relative concerns of rural-to-urban migrants in China," *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol.81, pp.421-441.
- Akerlof, G. A. and J. K. Yellen (1990) "The Fair Wage-Effort Hypothesis and Unemployment," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.105, pp.255-284.
- Alesina, A., R. Di Tell and R. MacCulloch (2004) "Inequality and Happiness: Are Europeans and Americans Different?" *Journal of Public Economics*, Vol.88, pp.2009-2042.
- Appleton, A. and L. Song (2008) "Life Satisfaction in Urban China: Components and Determinants," *World Development*, Vol.36, No.11, pp.2325-2340.
- Bender, K. A. and S. Heywood (2006) "Job Satisfaction of the Highly Educated: The Role of Gender, Academic Tenure, and Earnings," *Scottish Journal of Political Economy*, 53(2), pp. 253

- Boskin, M. and E. Sheshinski (1978) "Optimal Redistributive Taxation when Individual Welfare Depends upon Relative Income," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.92, pp.589-601.
- Brockmann, H., J. Delhey, C. Welzel and H. Yuan (2009) "The China Puzzle: Falling Happiness in a Rising Economy," *Journal of Happiness Studies*, Vol.10, pp.387-405.
- Cappelli, P. and P.D. Sherer (1988) "Satisfaction, Market Wages, and Labor Relations: An Airline Study," *Industrial Relations*, Vol.27, No.1, pp.57-73.
- Chen, W. (2012) "How Education Enhances Happiness: Comparison of Mediating Factors in Four East Asian Countries," *Social Indicators Research*, 106, pp.117-131.
- Clark, A. E. and A. Oswald (1996) "Satisfaction and Comparison Income," *Journal of Public Economics*, Vol.8, pp.233-242.
- Clark, A. E. (2003) "Unemployment as a Social Norm: Psychological Evidence from Panel Data," *Journal of Labor Economics*, Vol.21, pp.323-351.
- Duesenberry, J. S. (1949) *Income, Savings, and the Theory of Consumer Behaviour*, Cambridge: Harvard UP.
- Easterlin, R. A. (1974) "Does Economic Growth Improve the Human Lot?" in David, P. A. and W. B. Melvin (eds.), *Nations and Households in Economic Growth*, Stanford University Press, New York.
- Easterlin, R. A. (2001) "Income and Happiness: Toward a Unified Theory," *The Economic Journal*, Vol.111, pp.465-484.
- Frank, R. H. (1985) "Choosing the Right Pond: Human Behavior and the Quest for Status," Oxford University Press, Oxford.
- Ferrer-i-Carbonell, A. (2005) "Income and Well-Being: an Empirical Analysis of the Comparison Income Effect," *Journal of Public Economics*, Vol.89, pp.997-1019.
- Graham, C., L. Higuera and E. Lora (2011) "Which Health Condition Cause the most Unhappiness?," *Health Economics*, Vol.20, pp.1431-1447.
- Hamermesh, D. (1977) "Economic Aspects of Job Satisfaction," in Ashenfelter, O. and W. Oates (eds.) *Essays of Labor Market Analysis*, Wiley, New York.
- Jiang, S., M. Lu and H. Sato (2011) "Identity, Inequality, and Happiness: Evidence from Urban China," *World Development*, Vol.40, No.6, pp.1190-1200.

- Kapteyn, A. B. M. S van Praag and F. G. van Herwaarden (1978) "Individual Welfare Functions and Social Preference Spaces," *Economic Letters*, Vol.1, pp.173-177.
- Knight, J., L. Song and R. Gunatilaka (2009) "Subjective Well-being and its Determinants in Rural China," *China Economic Review*, Vol. 20, pp.635-649.
- Knight, J. and R. Gunatilaka (2010a) "The Rural-Urban Divide in China: Income but not Happiness?" *Journal of Development Studies*, Vol. 46, No.3, pp.506-534.
- Knight, J. and R. Gunatilaka (2010b) "Great Expectations? The Subjective Well-being of Rural-Urban Migrants in China," *Journal of Development Studies*, Vol.38, No.1, pp.113-124.
- Layard, R. (1980) "Human Satisfaction and Public Policy," *Economic Journal*, 90, pp.737-750.
- Levy-Garboua, L. and C. Montmarquette(2004) "Reported Job Satisfaction: What Does it Mean?" *Journal of Socio-Economics*, Vol.33, No.2, pp.135-151.
- Leibenstein, H. (1950) "Bandwagon, Snob, and Veblen Effects in the Theory of Consumer's Demand," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.64, No.2, pp.183-207.
- Morawatz, D., E. Atia, G. Bin-Nun, L. Felous, Y. Gariplerden, E. Harris, S. Soustile, G. Tombros and Y. Zarfaty (1977) "Income Distribution and Self-Rated Happiness: Some Empirical Evidence," *The Economic Journal*, Vol.87, No.347, pp.511-522.
- Oshio, T. and M. Kobayashi(2011) "Area-Level Income Inequality and Individual Happiness: Evidence from Japan," *Journal of Happiness Study*, Vol.12, pp.633-649.
- Senik, C. (2004) "When Information Dominates Comparison Learning from Russian Subjective Panel Data," *Journal of Public Economics*, Vol.88, pp.2099-2123.
- Sloane, P. J. and H. Williams (2000) "Job Satisfaction, Comparison Earning and Gender," *Labor*, Vol.14, pp.473-502.
- Smyth, R., I. Nielsen and Q. Zhai (2010) "Personal Well-being in Urban China," *Social Indicators Research*, Vol.95, pp.231-251.
- Vendrik, M. C. M. and G. B. Woltjer(2007) "Happiness and Loss Aversion: Is Utility Concave or Convex in Relative Income?" *Journal of Public Economics*, Vol. 91, pp.1423-1448.
- Wang, P. and T. J. VanderWeele (2011) "Empirical Research on Factors Related to the Subjective Well-Being of Chinese Urban Residents," *Social Indicators Research*, Vol.101, pp.447-459.

付表1 中国都市戸籍住民における所得関数

	推定係数	t 値
教育年数	0.0347 ***	15.61
経験年数	-0.0037 *	-1.95
経験年数の二乗	0.0001 **	2.03
健康状態（良くない）		
非常に良い	0.1951 ***	7.93
良い	0.1849 ***	8.41
ふつう	0.1121 ***	5.07
男性	0.0122	1.26
有配偶者	0.1988 ***	10.97
勤務状況（非就業者 + その他）		
官公庁	0.3654 ***	15.97
事業単位	0.2721 ***	17.95
国有企業	0.2546 ***	15.28
集団企業	0.1123 ***	4.45
民営企業	0.1228 ***	6.92
外資系企業	0.3957 ***	12.95
自営業者	0.0844 ***	4.18
地域（上海市）		
江蘇省	-0.2196 ***	-11.41
浙江省	-0.1032 ***	-5.24
安徽省	-0.4769 ***	-23.14
河南省	-0.6184 ***	-31.13
湖北省	-0.4615 ***	-19.15
広東省	0.2876 ***	14.86
重慶市	-0.4539 ***	-19.51
四川省	-0.4614 ***	-22.6
定数項	10.1855 ***	268.41
サンプルサイズ	15847	
調整済み決定係数	0.3002	

出所：CHIP2007により計算。

注：*, **, ***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

厚生労働科学研究費補助金（政策科学研究推進事業）
分担研究報告書

中国高齢化の地域比較

分担研究者 伊藤 正一 関西学院大学国際学部・教授

研究要旨：中国の人口高齢化問題は、十分な一人当たり所得水準にまだ達していない状態で、高齢化が起こるだけでなく、高齢化の規模が極めて大きく、かつその速度が速い。特に十分な経済発展水準に至る前に高齢化の影響が顕著になり、人口学的ボーナスが終了し人口高齢化が経済発展を阻害する状況は「未富先老」と呼ばれ憂慮されている。

そうは言っても中国の人口・経済状況は多様であり、省・自治区別の格差や都市・農村の格差が大きい。本研究ではこのような高齢化の地域格差に注目し、どのような地域パターンがあるのかを統計データと文献レビューによって明らかにした。その結果、高齢化は農村部で顕著で、それは農村から都市への労働力移動と強く結び付いていることが確認された。ただし漢族以外の人口が多い地域では、自然動態の影響も認められた。農村部では高齢化に伴い、独居老人の多さや年金・医療保険の加入率の低さが問題となっている。中央政府は農村人口に対する社会保障の充実を目標として掲げているが、人口・経済変動の急速さに追いついていない。

A．研究目的

本報告の目的は、中国で中長期的に大きな課題として考えられている人口高齢化が進展している状況を紹介し、そこにはどのような課題が考えられ、それらの課題に対してどのような対策が採られようとしているのかを考察することである。特に中国における人口・経済状況の多様性に鑑み、人口高齢化と高齢者の生活保障に関する地域差を分析する。高齢化とそれに伴う問題が深刻な農村部について、近年の政策的対応に監視叙述する。

B．研究方法

本研究は 文献研究、マクロデータの収集と分析、政策志向的分析からなる。

このため国内における文献・データ収集に加え、中国における専門家からのヒアリング、データ・分権の収集、現地視察を行ってきた。第1年度は、文献展望、マクロデータの収集と第六次人口センサスからその資料を用いて高齢化の状況を簡単に調べ、今後の研究・分析の準備とした。今年度は、引き続きデータ・分権収集と分析を継続し、特に中国内の地域格差について考察した。（倫理面への配慮）

調査実施の際には、調査対象者の人権とプライバシーの保護には細心の注意を払った。

C．研究結果

2012年の中国の65歳以上人口は9.4%を

占めた。包玉香(2012)は中国の人口高齢化の特徴として、(1)高齢者人口規模の巨大さ、(2)高齢化の急速さ、(3)地域発展の不均衡、(4)都鄙格差の大きさ、(5)女性高齢者の多さ、(6)未富先老をあげた。田雪原(2008)は高齢化の過程を、65歳以上割合9.92%(2010)、21.96%(2040)、23.07%(2050)を転換点と見た。都市部より農村部の方が高齢化していることが確認された。

2011年の65歳以上割合は、チベット自治区(4.83%)から重慶市(12.42%)の幅がある。四川省はもともと離農向都移動が盛んで、重慶市でさえ生産年齢人口の流出が大きい。四川省以外で高齢化が進んでいるのは江蘇省と湖南省である。チベットに次いで65歳以上割合が低いのは寧夏回族自治区、新疆ウイグル自治区、広東省、青海省で、労働力流入が顕著な広東省以外は漢族以外の自然動態率によると思われる。

何文炯等(2013)は浙江省の人口高齢化が顕著であることを指摘し、それが社会保障と公共財政を圧迫するとした。浙江省の農村合作医療制度、都市住民基本医療保険制度、都市・農村一体化の社会年金保険制度は中国内では先進的だが、それでも高齢者の生活・医療支援は不足気味だとしている。

包玉香(2012)は山東省の人口高齢化を分析し、都市部より農村部で高齢化が著しいことを確認した。

広州市は中国全土から労働力を吸引しているが、高齢化の度合いは広州市籍を持つ者と外来者では大きく異なり、外来人口に占める65歳以上割合は1.19%に過ぎない。このため外来者が多い地区とそうでない地区では、高齢化率が大きく異なる。広州老年学会(2010)の高齢者生活状況調査によると、高齢者の所得水準が低く経済的に脆弱で、農村部では公共施設が十分でなく、十分な医療を受けられない等の問題がある。基本年金保険参加率は、都市部の74.3%に

対し農村部は8.9%と大差がある。高齢者の子との同居割合は都市部で64.5%(1998)25.5%(2008)、農村部でも76%(1998)40.5%(2008)と激減した。一方で養老院入居希望は都市部で32.4%(1998)49.1%(2008)、農村部でも21%(1998)37.8%(2008)と増加した。

中国農村の社会保障は、1986年に貧困対策として始まった。まず広州・深圳、北京・浙江、上海・成都でモデル事業として行われた。2002年からは農村部の社会保障が重視されるようになった。2008年の中国人民大学の調査によると、医療保険に加入している農民は39.1%、年金保険に加入している農民は8.3%だった。

張秀蘭(2012)は、高齢者福祉の問題点として、(1)農村人口の年金加入率の低さ、(2)戸籍制度に伴う農村差別、(3)一人っ子政策の高齢化促進効果、(4)離農向都異動に伴う農村部の高齢者の脆弱性、(5)農村部の急速な高齢化をあげた。山東省における分析では、高齢化は既に社会保障財政を圧迫し、特に農村で顕著である。

2002年の中国共産党第16大会以後、政府は農村年金保険事業を重視してきた。2007年に北京市は「北京市新型農村社会年金保険試行弁法」を發布し、個人口座と基礎年金を結びつける制度モデル提示した。2008年の中国共産党第17期第3回中央全体会議は、新型農村社会年金保険制度の確立を議決した。2009年の政府の工作報告は、新型農村社会年金保険制度の実験を全国の10%前後の地域で行うとした。さらに政府は、都市・農村の年金保険制度の一体化に向けて動きつつある。

D. 考察

戸口制度によって農村から都市への人口流入を押さえようとする政府の努力にもかかわらず、農村人口の都市への流出は続き、

農村部における急速な人口高齢化を引き起こしている。2010年センサスによる65歳以上割合は、都市7.7%、鎮8.0%に対し郷村は10.1%であり、農村部での高齢化が目立つ。都市・農村格差は韓国ほど際立ったものではないが、中国の問題は「未富先老」と呼ばれる人口と経済の不均衡であり、農村部におけるセキュリティ・ネットの未発達も際立っている。

中国では農村からの来住者が都市戸籍を取得するのは簡単ではない。したがって都市出身者と農村出身者の間に社会保障の格差が生じるが、より問題なのは農村部に残る高齢者への社会保障制度の未整備である。2013年に重慶市では近郊の農村居住者を集合住宅に移住させ、都市戸籍に切り替えるという大胆な試みが行われた。しかし戸籍による社会保障制度上の差別が存在する限り、根本的な解決にはならないだろう。

中国政府は農村部を含む社会保障制度の整備を急ぐ一方、整備の遅れを家族支援の強化で補おうとしているように思われる。2013年の老年人權益保障法の改正は、成人子が老親を訪問することを義務化した。夫婦とも一人っ子的場合二人目の出生を認めるようにした一人っ子政策の緩和も、成人子による親の扶養・介護を持続可能にしようとする意図が含まれていると思われる。しかし国民移転計算(National Transfer Account)枠組を用いた分析によると、高齢者の生活費に占める家族移転の割合は、中国では20%未満で韓国と同程度であり、日本よりは高いものの台湾よりはずっと低い。これは老親扶養に関する伝統的価値観が、台湾ほどには保存されていないことを示す。

人口ボーナスの終焉とオーナスへの転換が、実際に心配されているように中国の経済発展を阻害するかについては、悲観論と楽観論が交差している。悲観論者は「労働

力の減少が経済成長を阻害する」(中国社会科学院財政貿易経済研究所 2010)、「少子高齢化に対処できなければ中国は100年を失う」(中国経営網 2011)、「人口高齢化は2020年から経済に悪影響を与え始める」(李軍 2012)、「労働年齢人口の減少は既に経済成長を阻害している」(馬建堂 2013)といった憂慮を表明し、これ以外にも未富先老を心配する声は多い。一方で楽観論者は、「従属指数が上昇を開始してもボーナスは続く」(馬力 2010)、「中国にはまだ2~3割のボーナスが残っている」(樊綱 2010)、「中国の人口ボーナスはまだ20年は続く」(莫榮 2011)、「高級人材が増える新ボーナスによって中国経済はさらに発展する」(厲以寧 2012)などと主張している。

仮に人口学的要因がさほど経済発展を阻害せず、中国の一人当たり所得が現在の韓国・台湾のように2万ドル以上に到達するとしても、現時点での社会保障制度の遅れは深刻である。日本は65歳以上割合が5.8%だった1961年に国民皆年金を達成し、韓国は6.8%だった1999年に達成した。しかし中国は、65歳以上人口が9%を超えた現在でも農村人口の90%以上が年金に加入していない。年金の全額受給には15~20年の保険料支払いが必要なことを考えれば、年金を含む社会制度の未整備は、長期間にわたって中国の高齢者の福祉に悪影響を及ぼし続けるだろう。

E. 結論

国民移転計算の枠組に従うなら、高齢者の生活保障は公的移転、私的移転、資産運用によって賄われる。中国では公的移転をもたらす社会保障制度が、きわめて未発達な状態である。私的移転の中心となる家族からの支援は、台湾ほど手厚くない。中国は婚姻法・老年人權益補償法などによって

法的に親孝行を強制している世界でも稀な国だが、そのような復古主義的政策がどの程度効果を発揮するかは未知数である。勤労所得、貯蓄の切り崩し、借金等を含む資産運用がどの程度可能になるかは、今後の経済発展にかかっている。今後の中国の高齢者のウェルビーイングは、社会保障制度の整備状況、家族変動と世代間関係の変化、そして経済発展の持続といった多様な要因に依存しており、緊密な観察・測定と分析を必要とする。

F．健康危険情報

なし

G．研究発表

なし

H．知的財産権の出願・登録状況

(予定を含む。)

1. 取得特許

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

厚生労働科学研究費補助金（地球規模保健課題推進研究事業）
分担研究報告書

人口政策理論、日本を中心とする比較分析

分担研究者 小島 宏 早稲田大学社会科学総合学術院教授

研究要旨：

適切な理論的枠組みに沿って急速な人口高齢化が進む東アジア諸国に関するマクロデータとマイクロデータを統合した上で、健康に関する国際比較分析を行うことによりわが国の保健政策ならびに保健分野の国際協力にとっての政策的含意を導出することを目指している。本年度は主として国内における情報収集を行うとともに、収集した資料を参考にしたマイクロデータの実証分析を試みた。具体的には、日本、韓国、台湾、中国の4カ国が共同実施した東アジア社会調査「健康モジュール」(EASS2010)のマイクロデータにロジット分析の手法を適用して4カ国における宗教の健康関連行動・意識に対する影響について予備的な比較研究を行った。

A．研究目的

本研究では欧米諸国との比較を交えながら、急速な人口高齢化が進む東アジアの低出生力国における健康状態、健康意識・行動と保健政策等の公共政策について比較分析をするとともに、健康に関連する施策の潜在的効果を推定し、わが国における諸施策の策定・実施・評価と関連分野の国際協力に資することを目的とする。そのため、文献等の資料収集と並行して利用可能なデータの実証分析を行い、健康の関連要因と関連施策の潜在的効果を明らかにするとともに、わが国にとっての選択肢を提示しようとするものである。

B．研究方法

本研究は 文献・理論研究、マクロデータの収集・分析、既存マイクロデータの分析、政策志向的分析からなる。

なお、初年度は国内と台湾における文献・データ収集、専門家からのヒアリング、マイクロデータの予備的実証分析を行った。

第2年度は国内と韓国における文献・データ収集、専門家からのヒアリング、マイクロデータの分析を行う予定である。第3年度は文献・データ収集と中国でのヒアリングを続けるとともに、日本、韓国、台湾、中国、シンガポール等で実施された調査に基づく比較可能なマイクロデータによる政策志向的な比較研究を進める予定である。

(倫理面への配慮)

データ分析の際、調査対象者の人権とプライバシーの保護には細心の注意を払った。

C．研究結果

本年度は、出生意識・行動、パートナー関係や子育て支援制度の利用に対する宗教の影響に関する研究も行ったが、主要な研究としては、日本、韓国、台湾、中国の4カ国が共同実施した東アジア社会調査「健康モジュール」(EASS2010)のマイクロデータを用いた、東アジア諸国(日本、韓国、中国)における健康関連行動・意識の関連要因、特に宗教関連要因のロジット分析が

ある。日本においても外国人研究者によって宗教の健康に対する影響の重要性が指摘されてきたにもかかわらず、必ずしも宗教に関する情報が利用可能ではないこともあり、以前から準備を進めていたものであるが、EASS2010 が一般公開されたこともあり、昨年度は健康状態の関連要因、特に宗教関連要因の分析を行ったが、本年度は健康関連行動・意識の関連要因、特に宗教関連要因の分析をおこなった。この研究結果の概要は以下のとおりである。

12 の従属変数の値を男女年齢 10 歳階級別に示したものをみると、「1) 喫煙せず」は日本では男性 65.0%、女性 89.0%と男性での非喫煙率が最も高いため、男女差が比較的小さいが、台湾では男性 34.0%、女性 48.9%といずれの非喫煙率も 4 カ国で最も低いこともあり、男女差がさらに小さい。これに対して、韓国では男性 47.4%、女性 94.3%、中国では男性 40.3%、女性 94.8%と女性での非喫煙率がかなり高いため、男女差が大きい。したがって、女性での非喫煙率は台湾以外の 3 カ国で比較的近くなっている。日本、韓国、台湾では男女いずれにおいても年齢が高くなるにつれて非喫煙率が高まる傾向があるが、中国の男性では 40 歳代が底となり、中国の女性では年齢差が比較的小さいものの 40 歳代以降低下するようにも見える。

「2) 飲酒せず」は日本では男性 16.0%、女性 42.5%と非飲酒率が男性で最も低く、女性で台湾に続いて低いが、中国では男性 36.0%、女性 85.6%と男女いずれにおいても非飲酒率が最高であるとともに男女差も最大である。韓国では男性 19.7%、女性 43.7%で男女差は日本に近いが、台湾では男性 20.8%、女性 36.9%と男女差が最小である。しかし、男女いずれにおいても非飲酒率は中国以外の 3 カ国で比較的近い。日本、韓国、中国の男女と台湾の女性では年齢が高

くなるにつれて非喫煙率が高まる傾向があるが、台湾の男性では 40 歳代が底になっている。

「3) 運動せず」も日本では男性 31.2%、女性 44.1%と比較的高いものの、男女差があまり大きくないように見える。しかし、男女いずれの水準も男性 50.1%、女性 54.9%の中国に次いで高く、男女差は男性 21.5%、女性 16.7%の韓国に次いで高い。台湾は男性 16.7%、女性 20.5%で男女いずれの水準も最低で、男女差も最小である。日本、韓国、台湾の男女と中国の女性では年齢が 60 歳代から 70 歳以上にかけて運動をしない者の割合が高まる傾向があるが、中国の男性では 50 歳代からの低下傾向が続いている。

「4) 鍼・灸利用経験」は日本では男性 5.7%、女性 5.9%と男女いずれも最低水準で、男女差も最小である。逆に、韓国では男性 26.2%、女性 38.4%と男女いずれも最高水準で、男女差も最大である。台湾では男性 12.9%、女性 17.1%、中国では男性 10.6%、女性 13.5%で日韓両国の中間に位置している。鍼・灸利用経験率は 4 カ国のいずれにおいても年齢とともに規則的に変動することはないものの、台湾の男性では低下傾向があるようにも見えるし、中国の女性では上昇傾向があるようにも見える。

「5) 漢方薬利用経験」は日本では男性 8.3%、女性 11.5%と鍼・灸利用経験と同様、男女いずれも最低水準で、男女差も最小である。しかし、鍼・灸利用経験で最高水準だった韓国では男性 17.1%、女性 25.1%と日本に次ぐ低水準となっている。台湾では男性 20.2%、女性 30.2%、中国では男性 24.9%、女性 30.3%と中国が男女とも最高水準にあるが、女性の水準は台湾とほぼ同じである。また、漢方薬利用経験率は韓国と中国の男女いずれにおいても年齢が高くなるにつれて高まる傾向があり、日本でも 70 歳

以上で上昇するが、台湾では70歳以上で低下する。

「6) 指圧・マッサージ利用経験」については鍼・灸利用経験と漢方薬利用経験とは逆に日本の水準が最も高く、男性19.4%、女性23.0%となっている。漢方薬利用経験とは逆に中国の男女(8.5%、9.5%)が最低水準となっている。韓国の男女(12.6%、19.6%)と台湾の男女(13.4%、16.7%)は日中両国の中間に位置している。台湾の男女いずれにおいても30歳代をピークとして年齢とともに指圧・マッサージ利用経験率が低下する傾向が見られるが、他の3カ国ではあまり規則的な傾向が見られない。以上の6つの従属変数については男性より女性の方が高いという傾向が4カ国に共通しており、最後の3つの従属変数についても同様であるが、次の3つの従属変数については不規則になっている。

「7) 社会的信頼感」は日本の水準が最も高く、男性69.5%、女性69.3%と男女差がほとんどないが、中国でも男性66.3%、女性68.1%と男女とも日本に並ぶ高水準を示しているものの、女性の方が若干高い。台湾では男性35.8%、女性35.9%といずれも最低水準を示してが、日本と同様、男女差がほとんどない。韓国では男性45.0%、女性40.0%と男性の方が高く、中国とは対照的である。中国の男性では年齢が高くなるにつれて社会的信頼感が高まる傾向があるが、台湾の男性では30歳代をピークとして年齢とともに低まる傾向が見られるし、台湾の女性では70歳以上で上昇するものの年齢とともに低まる傾向が見られる。

「8) 不幸福感」については4カ国の男女とも低水準で大差がないが、日本の男性8.9%、女性7.7%は中間的な水準である。韓国では男性10.6%、女性9.4%となっており、男性が最高水準となっているが、中国では男性9.2%、女性10.5%と女性が最高水準と

なっている。これに対して、台湾では男性5.3%、女性5.0%と男女とも最低水準である。したがって、中国のみで女性の水準の方が男性の水準より高い。韓国の女性では年齢が高くなるにつれて不幸福感が高まる傾向があるが、男性では20歳代、50歳代、70歳以上で高いという変則的な特徴が見られるし、台湾の男性でも目立たないものの同様な傾向が見られる。日本の男性でも20歳代で特に不幸福感が高いが、3カ国の20歳代男性では進学・就職(韓国と台湾の場合は徴兵)に関連する不幸福感が共通しているのではないかと思われる。

「9) 将来希望なし」の割合は総数では4カ国の男女とも10%台で比較的低い。日本では男性16.6%、女性11.5%と中間的な水準であるが、韓国では男性で16.4%、女性で18.8%と女性が最高水準となっており、台湾では男性18.2%、女性17.5%と男性が最高水準になっている。中国では男性11.8%、女性10.5%でいずれも最低水準である。将来希望なしの割合についても日本の20歳代男性(27.4%)は他の年齢の男性と比べても、他の3カ国の20歳代の男性と比べても突出して高いが、他の3カ国の男女では年齢とともに高まる傾向が見られ、高齢者でむしろ高い。韓国の70歳以上の男性では38.6%、女性では49.5%と非常に高いが、台湾の70歳以上男女と中国の70歳以上男性でも4分の1前後と高い。

「10) 老後身体能力懸念」の割合については日本では男性70.8%、女性75.0%と男性は最高水準であるが、台湾では男性64.6%、女性77.3%と女性は最高水準である。韓国では男性45.5%、女性60.1%と男女とも最低水準で男女差が最大であるが、中国では男性64.6%、女性71.1%と台湾の水準に近い。老後身体能力懸念の割合は韓国と中国の女性では70歳以上で低下するものの年齢とともに高まる傾向が見られるが、

台湾の男性では 30 歳代をピークとして年齢とともに低まる傾向が見られるし、韓国の男性でも大まかな上昇傾向が見られるし、台湾の女性でも大まかな低下傾向が見られる。

「11) 老後決断能力懸念」の割合については日本では男性 50.9%、女性 53.8%と男性は最高水準であるが、韓国では男性 34.3%、女性 45.7%と男女いずれも最低水準であり、老後身体能力懸念の場合と同様な傾向がある。台湾では男性 45.2%、女性 59.7%と女性最高水準であるが、中国では男性 45.4%、女性 55.0%と台湾に近い水準を示している。男女差は日本で最小、台湾で最大である。老後決断能力懸念の割合は 40～60 歳代がピークの場合が多いが、年齢に伴う規則的な傾向が見られる訳ではない。

「12) 老後財政能力懸念」の割合については日本では男性 49.4%、女性 52.9%と男性は最高水準であるが、韓国では男性 38.8%、女性 50.6%と男女とも最低水準で、老後身体能力懸念と老後決断能力懸念と同様の傾向がある。台湾では男性 46.1%、女性 55.1%と中国に近い水準を示しているが、その中国では男性 48.3%、女性 56.6%と女性は最高水準である。男女差は日本で最小、韓国で最大である。老後財政能力懸念の割合は日本と台湾の男性では年齢とともに低下する傾向が見られるが、韓国の女性では 60 歳代まで上昇する傾向が見られる。

D. 考察

日本、韓国、台湾、中国の男女における宗教の健康行動・意識に対する影響を推定するため、年齢、学歴、階層帰属、居住地特性をコントロール変数とし、宗教があることとその年齢との交差項を独立変数とする比較可能なモデルによる 2 項ロジット分析を行った。交差項については高齢者における宗教の健康に対する影響を明ら

かにするため、60 代と 70 歳以上の年齢に関するものに限定した。以下では 12 項目を従属変数とする国別、男女別の分析結果を示すことにする。

1) 日本の男性に関する分析結果

日本の男性に関する分析結果を見ると、「1) 喫煙せず」「11) 老後決断能力懸念」「12) 老後財政能力懸念」については宗教の主効果も交差項の効果も有意なものは見られない。まず、「2) 飲酒せず」に関する分析結果を見ると、宗教は負の主効果を持ち、宗教をもつ者は飲酒する可能性が高いことを示している。「3) 運動せず」に関する分析結果も「2) 飲酒せず」の場合と同様な宗教の負の主効果があり、宗教をもつ場合は運動する傾向があることを示すが、2 つの交差項が弱い正の効果をもっており、60 歳以上で宗教をもつ男性は運動しない傾向があることを示している。

「4) 鍼・灸利用経験」に対して宗教の主効果は有意でないが、「60～69 歳で宗教あり」の交差項が弱い正の効果をもっており、60 歳代の宗教をもつ者が鍼・灸を利用する傾向があることを示している。「5) 漢方薬利用経験」については実質的に 60 歳未満での「宗教あり」の影響を示す、宗教の主効果が大きく正で、60 歳未満の宗教をもつ者が漢方薬を利用する傾向があることを示す一方、2 つ交差項の比較的大きな負の効果があり、60 歳以上の宗教をもつ者が漢方薬を利用しない傾向があることを示している。「6) 指圧・マッサージ利用経験」については鍼・灸利用経験に関する分析結果と同様、宗教の主効果が有意でないが、「60～69 歳で宗教あり」の交差項が弱い正の効果をもっており、60 歳代の宗教をもつ者が指圧・マッサージを利用する傾向があることを示している。

次に、「7) 社会的信頼感」に関する分析結果を見ると、宗教が弱い正の主効果をも

ち、60歳未満の宗教をもつ者の社会的信頼感が高いことを示す一方、「60～69歳で宗教あり」の交差項が弱い負の効果をもっており、60歳代の宗教をもつ者で社会的信頼感が低いことを示している。「8) 不幸福感」については宗教が弱い負の主効果をもち、60歳未満の宗教をもつ者の不幸福感が低いことを示す一方、「70歳以上で宗教あり」の交差項が正の効果をもっており、70歳以上の宗教をもつ者で不幸福感が高いことを示している。「9) 将来希望なし」については鍼・灸利用経験や指圧・マッサージ利用経験に関する分析結果と同様、宗教の主効果が有意でないが、「60～69歳で宗教あり」の交差項が弱い正の効果をもっており、60歳代の宗教をもつ者で将来の希望がない傾向があることを示している。「10) 老後身体能力懸念」については宗教が弱い負の主効果をもち、60歳未満の宗教をもつ者で懸念をもたない傾向があることを示す一方、「70歳以上で宗教あり」の交差項が正の効果をもっており、70歳以上の宗教をもつ者で懸念をもつ傾向があることを示している。

2) 日本の女性に関する分析結果

日本の女性に関する分析結果を見ると、男性と同様「1) 喫煙せず」と「11) 老後決断能力懸念」についてだけでなく、「2) 飲酒せず」「3) 運動せず」「8) 不幸福感」についても宗教の主効果も交差項の効果も有意なものは見られない。まず、「4) 鍼・灸利用経験」に関する分析結果を見ると、宗教は正の主効果をもち、宗教をもつ者は鍼・灸を利用する可能性が高いことを示している。「5) 漢方薬利用経験」については実質的に60歳未満での「宗教あり」の影響を示す、宗教の主効果が大きく正で、60歳未満の宗教をもつ者が漢方薬を利用する傾向があることを示す一方、「70歳以上で宗教あり」の交差項の弱い負の効果があり、70歳

以上の宗教をもつ者が漢方薬を利用しない傾向があることを示している。「6) 指圧・マッサージ利用経験」については宗教が弱い正の主効果をもち、60歳未満の宗教をもつ者が指圧・マッサージを利用する傾向があることを示す一方、「60～69歳で宗教あり」の交差項の弱い負の効果があり、60歳代の宗教をもつ者が利用しない傾向があることを示している。鍼・灸利用経験、漢方薬利用経験、指圧・マッサージ利用経験のいずれについても宗教の正の主効果は有意であるが、2つの交差項はいずれも負の符号をもつものの、「70歳以上で宗教あり」の交差項が有意になるのは漢方薬利用経験についてのみで、「60～69歳で宗教あり」の交差項が有意になるのは指圧・マッサージ利用経験のみである。

次に、「7) 社会的信頼感」に関する分析結果を見ると、宗教が弱い正の主効果をもち、60歳未満の宗教をもつ者の社会的信頼感が高いことを示す一方、「70歳以上で宗教あり」の交差項の弱い負の効果があり、70歳以上の宗教をもつ者の社会的信頼感が低いことを示している。「9) 将来希望なし」については鍼・灸利用経験や指圧・マッサージ利用経験に関する分析結果と同様、宗教の主効果が有意でないが、「60～69歳で宗教あり」の交差項が弱い正の効果をもっており、60歳代の宗教をもつ者で将来の希望がない傾向があることを示している。

「10) 老後身体能力懸念」については「60～69歳で宗教あり」の交差項が弱い正の効果をもっており、60歳代の宗教をもつ者で懸念をもつ傾向があることを示している。

「12) 老後財政能力懸念」については「70歳以上で宗教あり」の交差項の弱い負の効果があり、70歳以上の宗教をもつ者で懸念をもたない傾向があることを示している。2つの懸念に対する宗教の影響で共通する

ものはないし、日本の男女間で宗教の懸念に対する影響が共通するものはない。また、宗教の懸念に対する影響のみならず日本の男女間で共通するものは少なく、漢方薬利用経験に対する宗教の正の主効果と「70歳以上で宗教あり」の交差項の負の効果のほか、社会的信頼感に対する宗教の正の主効果のみである。なお、「6) 指圧・マッサージ利用経験」に対する「60～69歳で宗教あり」の交差項の効果が男女で逆方向になっているのは興味深い。

3) 韓国の男性に関する分析結果

韓国の男性に関する分析結果を見ると、ケース数が少ないことによるのか、宗教をもつ者が多数派であることによるのか、宗教によって効果が異なることによるのか、あるいは高齢者が相対的に少ないことによるのか、日本と比べて「宗教あり」の主効果も「宗教あり」と年齢との交差項も有意な効果をもたない場合が多い。主効果のみが有意なものは「2) 飲酒せず」「4) 鍼・灸利用経験」「8) 不幸福感」で、交差項のみが有意なものは「9) 将来希望なし」である。そのうち「2) 飲酒せず」と「4) 鍼・灸利用経験」への宗教の主効果は正で、宗教をもつ者は非飲酒の傾向があったり、鍼・灸利用経験が多かったりすることを示すが、「8) 不幸福感」への宗教の主効果は負で、宗教をもつ者は不幸福感をもたない傾向があることを示す。「9) 将来希望なし」への「70歳以上で宗教あり」の交差項の弱い負の効果は、70歳以上の宗教をもつ者で将来の希望をもつ傾向があることを示している。

4) 韓国の女性に関する分析結果

韓国の女性に関するロジット分析の結果を見ると、男性と比べて主効果ないし交差項が有意な効果をもつ場合が多く、どちらも有意な効果をもたないのは「1) 喫煙せず」と「8) 不幸福感」についてのみである。しかし、男性の場合と同様、両者が有意な

効果をもつものはない。そのうち「2) 飲酒せず」「4) 鍼・灸利用経験」「5) 漢方薬利用経験」への宗教の主効果は正で、宗教をもつ者は非飲酒の傾向があったり、鍼・灸利用経験や漢方薬利用経験があったりすることを示すが、「9) 将来希望なし」「11) 老後決断能力懸念」「12) 老後財政能力懸念」への宗教の主効果は負で、宗教をもつ者は将来の希望をもったり、老後決断能力や老後財政能力に懸念をもたなかったりする傾向があることを示す。

「3) 運動せず」に関する分析結果は2つの交差項が負の効果をもっており、60歳以上で宗教をもつ高齢男性は運動する傾向があることを示している。「4) 鍼・灸利用経験」と「7) 社会的信頼感」については「70歳以上で宗教あり」の交差項の正の効果があり、70歳以上の宗教をもつ者の鍼・灸利用経験があったり、社会的信頼感が高かったりすることを示している。「10) 老後身体能力懸念」については「60～69歳で宗教あり」の交差項が弱い正の効果をもっており、60歳代の宗教をもつ者で懸念をもつ傾向があることを示している。韓国の男性の場合は宗教の主効果、交差項の効果が有意でない場合が多かったため、同種の従属変数に対する宗教の影響で共通するものはなかったが、女性の場合は漢方薬利用とマッサージ利用に対する正の主効果、「11) 老後決断能力懸念」と「12) 老後財政能力懸念」に対する負の主効果が共通する。また、同じ理由で、男女間で共通するのは「2) 飲酒せず」に対する宗教の正の主効果のみである。

5) 台湾の男性に関する分析結果

台湾の男性に関する分析結果を見ると、「3) 運動せず」「4) 鍼・灸利用経験」「6) 指圧・マッサージ利用経験」「12) 老後財政能力懸念」については宗教の主効果も交差項の効果も有意なものは見られない。ま

ず、「1) 喫煙せず」に関する分析結果を見ると、宗教は有意な主効果をもたないが、2つ交差項の比較的大きな負の効果があり、60歳以上の宗教をもつ者が喫煙する傾向があることを示している。「2) 飲酒せず」については宗教の負の主効果があり、宗教をもつ者は飲酒する傾向があることを示す。「5) 漢方薬利用経験」については宗教が正の主効果をもち、宗教をもつ者は漢方薬を利用する傾向があることを示す。

次に、「7) 社会的信頼感」に関する分析結果を見ると、「70歳以上で宗教あり」の交差項の弱い正の効果があり、70歳以上の宗教をもつ者の社会的信頼感が高いことを示している。「8) 不幸福感」については「70歳以上で宗教あり」の交差項の大きな負の効果があり、70歳以上の宗教をもつ者の不幸福感が低いことを示している。「9) 将来希望なし」については実質的に60歳未満での「宗教あり」の影響を示す、宗教の主効果が負で、60歳未満の宗教をもつ者が将来の希望をもつ傾向があることを示す一方、「60~69歳で宗教あり」の交差項が弱い正の効果をもっており、60歳代の宗教をもつ者が将来の希望をもたない傾向があることを示している。「10) 老後身体能力懸念」についても宗教が弱い負の主効果をもち、60歳未満の宗教をもつ者が懸念をもたない傾向があることを示す一方、2つの交差項が正の効果をもっており、60歳以上の宗教をもつ者で懸念をもつ傾向があることを示している。「11) 老後決断能力懸念」については主効果が有意でなく、2つの交差項が弱い正の効果をもっており、60歳以上の宗教をもつ者で懸念をもつ傾向があることを示している。したがって、「10) 老後身体能力懸念」と「11) 老後決断能力懸念」の2つの交差項の効果は共通である。

6) 台湾の女性に関する分析結果

台湾の女性に関する分析結果を見ると、

韓国の男性の場合と同様、「宗教あり」の主効果も「宗教あり」と年齢階級との交差項も有意な効果をもたない場合が多い。主効果のみが有意なものは「4) 鍼・灸利用経験」と「5) 漢方薬利用経験」で、交差項のみが有意なものは「9) 将来希望なし」と「10) 老後身体能力懸念」である。そのうち「4) 鍼・灸利用経験」と「5) 漢方薬利用経験」への宗教の主効果は正で、宗教をもつ者は鍼・灸や漢方薬の利用経験が多いことを示す。「9) 将来希望なし」と「10) 老後身体能力懸念」への「70歳以上で宗教あり」の交差項の大きな負の効果は、70歳以上の宗教をもつ者で将来の希望をもつ傾向があったり、老後身体能力への懸念がなかったりすることを示している。

台湾の女性の場合は宗教の主効果、交差項の効果が有意でない場合が多いため、同種の従属変数に対する宗教の影響で共通するものは「4) 鍼・灸利用経験」と「5) 漢方薬利用経験」への正の主効果しかないが、男性の場合も「10) 老後身体能力懸念」と「11) 老後決断能力懸念」に対する2つの交差項の正の効果のみが共通していた。また、同じ理由で、男女間で共通するのは「5) 漢方薬利用経験」に対する宗教の正の主効果のみである。なお、「10) 老後身体能力懸念」に対する「70歳以上で宗教あり」の交差項の効果が男女で逆方向になっているのは興味深い。

7) 中国の男性に関する分析結果

中国の男性に関するロジット分析の結果を見ると、主効果ないし交差項が有意な効果をもつ場合が多く、どちらも有意な効果をもたないのは「1) 喫煙せず」と「12) 老後財政能力懸念」についてのみである。まず、「2) 飲酒せず」に関する分析結果を見ると、実質的に60歳未満での「宗教あり」の影響を示す、宗教の主効果が正で、60歳未満の宗教をもつ者が喫煙しない傾向があ

ることを示す一方、「70歳以上で宗教あり」の交差項の大きな負の効果があり、70歳以上の宗教をもつ者が喫煙する傾向があることを示している。「3) 運動せず」については、宗教が弱い負の主効果をもち、60歳未満の宗教をもつ者が運動する傾向があることを示す一方、「60～69歳で宗教あり」の交差項が弱い正の効果をもっており、60歳代の宗教をもつ者が運動しない傾向があることを示している。「4) 鍼・灸利用経験」「5) 漢方薬利用経験」「6) 指圧・マッサージ利用経験」への宗教の影響は共通であり、主効果は正であり、宗教をもつ者は鍼・灸や漢方薬の利用経験が多いことを示すが、2つの交差項の効果は有意でない。

次に、「7) 社会的信頼感」に関する分析結果を見ると、宗教が弱い負の主効果をもち、60歳未満の宗教をもつ者で社会的信頼感が低いことを示す一方、「70歳以上で宗教あり」の交差項が弱い正の効果をもっており、60歳代の宗教をもつ者で社会的信頼感が高いことを示している。「8) 不幸福感」についても、宗教が弱い正の主効果をもち、60歳未満の宗教をもつ者で不幸福感が高いことを示す一方、「70歳以上で宗教あり」の交差項が弱い正の効果をもっており、70歳以上の宗教をもつ者でも不幸福感が高いことを示している。「9) 将来希望なし」については、宗教が弱い正の主効果のみをもち、宗教をもつ者で将来の希望をもたない傾向があることを示す。「10) 老後身体能力懸念」と「11) 老後決断能力懸念」に対する宗教の効果は共通であり、「60～69歳で宗教あり」の交差項が大きな正の効果をもっており、60歳代の宗教をもつ者で懸念をもつ傾向があることを示している。

8) 中国の女性に関する分析結果

中国の女性に関する分析結果を見ると、「宗教あり」の主効果も「宗教あり」と年齢との交差項も有意な効果をもたない場合

が比較的多い。主効果のみが有意なものは「1) 喫煙せず」と「2) 飲酒せず」、交差項のみが有意なものは「4) 鍼・灸利用経験」「10) 老後身体能力懸念」「11) 老後決断能力懸念」で、両者が有意なものは「5) 漢方薬利用経験」「7) 社会的信頼感」である。「1) 喫煙せず」と「2) 飲酒せず」のいずれにおいても宗教の負の主効果が共通であり、宗教をもつ者が喫煙したり、飲酒したりする傾向があることを示す。「4) 鍼・灸利用経験」については「60～69歳で宗教あり」の交差項のみが大きな正の効果をもっており、60歳代の宗教をもつ者で利用経験をもち傾向があることを示している。しかし、「5) 漢方薬利用経験」については宗教が正の主効果をもち、60歳未満の宗教をもつ者が利用経験をもち傾向があることを示す一方、「70歳以上で宗教あり」の交差項の大きな負の効果があり、70歳以上の宗教をもつ者で利用経験をもちない傾向があることを示している。

次に、「7) 社会的信頼感」に関する分析結果を見ると、宗教が負の主効果をもち、60歳未満の宗教をもつ者で社会的信頼感が低いことを示す一方、2つの交差項が正の効果をもっており、60歳以上の宗教をもつ者で社会的信頼感が高いことを示している。「10) 老後身体能力懸念」と「11) 老後決断能力懸念」に対する宗教の効果は若干異なり、前者に対しては「60～69歳で宗教あり」の交差項が弱い正の効果をもっており、60歳代の宗教をもつ者で懸念をもつ傾向があることを示す一方、後者に対しては「70歳以上で宗教あり」の交差項の弱い負の効果があり、70歳以上の宗教をもつ者で懸念をもたない傾向があることを示している。

中国の女性の場合は宗教の主効果、交差項の効果が有意でない場合が比較的多かったため、同種の従属変数に対する宗教の影

響で共通するものは「1) 喫煙せず」と「2) 飲酒せず」への負の主効果しかないが、男性の場合は「4) 鍼・灸利用経験」「5) 漢方薬利用経験」「6) 指圧・マッサージ利用経験」への宗教の正の主効果と、「10) 老後身体能力懸念」と「11) 老後決断能力懸念」に対する「60~69歳で宗教あり」の交差項の正の効果も共通していた。また、男女間で共通するのは「5) 漢方薬利用経験」に対する宗教の正の主効果、「10) 老後身体能力懸念」に対する「60~69歳で宗教あり」の交差項の正の効果である。なお、「2) 飲酒せず」に対する主効果が男女で逆方向になっているのは興味深い。

E . 結論

本研究では EASS2010 (東アジア社会調査「健康モジュール」) のマイクロデータを用いて日本、韓国、台湾、中国の東アジア4カ国における健康関連行動・意識に対する宗教の影響の比較分析を行った。まず、4カ国における各種の健康関連行動・意識に関する年齢階級別差異のクロス集計の結果を示した後、健康関連行動・意識に関するカテゴリー変数を従属変数として、その関連要因の2項ロジット分析の結果を提示した。その際、まずステップワイズ選択法による予備的な分析結果を示し、次に比較可能なモデルによる分析結果を示した。また、高齢者における宗教の健康関連行動・意識に対する影響を明らかにするため、前者の分析ではすべての年齢階級と主要宗教の交差項を導入し、後者の分析では宗教をもつことと60代および70歳以上の年齢階級の交差項を投入した。

クロス集計の結果から最初の3つの質問群の喫煙、飲酒、運動といった生活習慣に関して日本は必ずしも他の3カ国よりも水準が高いということは見いだされず、男女とも飲酒に関してはもっとも頻度が高い方

であった。中国の女性は喫煙、飲酒に関してはもっとも頻度が低いが、これは所得やアクセスに関連している可能性もある。また、中国は運動についてはもっとも頻度が低いが、これも同じ理由によるのかもしれない。台湾の女性の喫煙頻度が他の3カ国の女性よりもかなり高いが、喫煙は疾病・死亡の要因として最も重要なものであるので、台湾女性、特に高齢女性の喫煙行動の分析が他国の健康政策や高齢化対策にとっての政策的含意を得る上で重要となろう。また、韓国女性も70歳以上で急激に運動頻度が低下するが、韓国の高齢女性の分析結果から他国にとっての政策的含意が得られるかもしれない。しかし、宗教については政策の対象とはなりにくいので、学校教育や生涯教育を通じた健康教育やサービス・施設の利用を促進したり、健康保険・税制上の措置を実施したりするほかはないであろう。

次の質問群は鍼・灸、漢方薬、指圧・マッサージといった伝統的医療に関するもので、利用頻度が低く、女性の方が利用頻度が高いが、韓国での鍼・灸の利用と漢方薬利用、中国での漢方薬利用以外では年齢との関係もはっきりしない。これらの利用については所得やアクセスのほか文化的伝統が関係するものと思われるので、宗教の役割を考慮するような形で韓国と中国の高齢者の利用行動の分析結果から政策的含意を得られる可能性がある。

3番目の質問群は主観的ウェルビーイングに関連する社会的信頼感、不幸福感、将来希望なしである。そのうち、社会的信頼感は無宗教者が多い日本と中国で比較的高いが年齢とともにほぼ低下する台湾と上昇する中国以外では年齢との規則的な関係が見られない。これに対して後二者は水準が低いが年齢による変動が大きい。日本と韓国の若年男性でいずれかが高いことも目に付く

し、日本以外の3か国の男女で高齢になるにつれていずれかが高くなるので、日本の高齢化対策に倣った政策的な対応が必要であるのかもしれない。また、日韓両国では若年者対策も必要かもしれない。韓国はOECD諸国の中で自殺率が最高であるので分析結果を生かせば健康政策、高齢化対策のみならず、自殺対策にとっての政策的含意も得られるのではないかと思われる。自殺対策については宗教の役割も十分に考慮する必要がある。

最後の質問群は老後身体能力懸念、老後決断能力懸念、老後財政能力懸念といった老後の懸念に関するもので、いずれも比較的高い水準で、女性の方が老後が長いいためか高い。韓国での最初の2つの懸念の場合を除き、年齢が高まるにつれて必ずしも懸念をもつ者の割合が高まるわけではない。日本と台湾では老後財政能力懸念をもつ者の割合が年齢が高まるにつれて低まっているようにも見える。これが若年層・中年層の不安定就業や年金制度の持続可能性に関する懸念に基づくものとすれば、雇用対策や年金制度改革が必要となろう。しかし、懸念ないし不安感は宗教自体の影響を受けるはずなので、宗教を考慮した政策的対応についての含意を分析結果から得られる可能性がある。

ステップワイズ選択法による予備的な分析から宗教そのものないしその年齢階級との交差項が健康関連意識・行動に有意な効果をもたない場合が少なからずあることが見いだされた。また、有意な効果をもつ場合でも異なる宗教ないし無宗教が同時に異なる方向の影響を及ぼす場合もあり、また、影響の方向が既存研究や直観に反する場合もあり、横断面データであるために逆の因果関係を示している可能性もあり、結果全体をまとめるのが難しい。他方、同じ宗教そのものないしその交差項が異なる性別や

異なる国で同じ方向の影響を及ぼしている場合もあるし、逆の方向の効果を及ぼしている場合もある。高齢者を含むことから就労関連の変数をあえて除いたためか、年齢階級と宗教との交差項で有意な効果をもつ場合が多いし、文化的伝統や健康関連サービスの利用可能性を示すとも考えられる地方の効果も特に中国と台湾で頻繁に見られた。中国の女性ではイスラームの影響が地域の影響として表れていた可能性もある。いずれにしても予備的な分析であり、まとめも解釈も難しいため、ステップワイズ選択法の分析結果にはこれ以上触れず、以下では比較可能なモデルでの分析結果について詳しく論じる。

比較可能なモデルによる分析では宗教の健康関連行動・意識に対する影響を推定するため、年齢階級、学歴、階層帰属、居住地特性をコントロール変数とし、宗教があることとその60歳代70歳代の年齢階級との交差項を独立変数とした。宗教をもつ者が少数派である日本と中国でも意外に宗教の主効果ないし交差項が有意な効果をもつ場合が多かった。これは効果が異なる場合もある各種宗教を一括したことにもよる可能性がある。特に、宗教をもつ者が多数派である韓国と台湾では異なる宗教の影響の方向が異なるためであるかもしれない。また、韓国を除き、女性よりも男性で宗教関連変数の効果が有意である場合が多かった。韓国の男性で有意にならない傾向があるのは、表2a~2cで見たとおり、年齢階級によって異なる宗教だけでなく、同じ宗教の効果が異なるような場合が比較的多いためかもしれない。

宗教の主効果や交差項の有意な効果の符号が男女間、国家間で異なる場合も見られる。男女間で主効果の符号が異なるのは中国での非喫煙に対するものだけであるが、男女間で交差項の効果の符号が異なるのは

日本での指圧・マッサージ利用経験に対するもの、台湾での老後身体能力懸念に対するもの、中国での非飲酒に対するものの3つがある。国家間で符号が異なるような事例は主効果よりも交差項の効果の方が多いので、主効果のみ列挙する。非飲酒に対する主効果は日本と台湾の男性と中国の女性で負であるが、韓国の男女と中国の男性では正である。社会的信頼感に対する宗教の主効果は日本の男女では正だが、中国の男女では負である。不幸福感に対する宗教の主効果は日本の男性では負であるが、中国の男性では正である。将来希望なしに対する宗教の主効果は韓国の女性と台湾の男性では負であるが、中国の男性では正である。国家間で2つの交差項の片方または両方の符号が異なる場合はさらに多いが、主効果と交差項の効果が逆転している場合も多く、宗教・年齢階級の主効果との関係も無視できないので省略する。

宗教の主効果と少なくとも片方の交差項の効果が逆転しており、高齢者と60歳未満の者に対する宗教の影響が異なるのは、日本の男性では運動せず、漢方薬利用経験、指圧・マッサージ利用経験、社会的信頼感、不幸福感、老後身体能力懸念に対するものがあり、日本の女性では漢方薬利用経験、指圧・マッサージ利用経験、社会的信頼感に対するものがある。逆転しているものは韓国の男女ではないし、台湾の男性では将来希望なしと老後身体能力懸念に対するものがあるものの、台湾の女性でもない。逆転しているものは中国の男性では飲酒せず、運動せず、社会的信頼感、不幸福感に対するものがあり、中国の女性では漢方薬利用経験と社会的信頼感に対するものがある。

韓国の男女と台湾の女性で高齢者と60歳未満の者への宗教の効果が異ならないのは両国で宗教をもつ者が多数派であり、老若男女が持っていることにもよると思われ

る。そうでない場合は、高齢になって宗教をもつないし宗教性が高まることもあるのではないかとも思われる。高齢者において宗教に依存すると健康関連意識・行動が良くなる場合も悪くなる場合もあるようである。しかし、健康状態が悪いため宗教に依存して健康関連意識・行動が変動するという逆方向の因果関係を反映している場合もあるようである。これは横断面データの分析であるため、やむを得ない面もある。

以上における4カ国比較分析の結果、宗教をはじめとして男女間で効果の方向が共通する変数、国家間で効果の方向が共通する変数があることが示された。社会経済的地位を反映する可能性があるような宗教の効果が共通してみられる場合もあった。また、特に台湾と中国では地方（地域区分）に関する変数が意外に大きな効果をもっていることも示された。地方の変数は地域間の社会経済的、文化的格差を反映している可能性だけでなく、地域間の健康関連サービス（伝統的医療も含む）の供給に関する格差を反映している可能性があることも窺われた。

今後の実証研究での課題としては地方別の分析、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。また、各種健康状態や健康関連行動・意識について別個の分析を行うのではなく、複合指標の検討も必要であろう。さらに、今回の分析で従属変数とした生活習慣行動は健康状態を説明する際の独立変数ないしコントロール変数として用いられることも多いので、それらを独立変数として組み込んだモデルも必要となろう。同時に、健康関連サービス利用の前提にもなりうる医療機関のアクセシビリティを示すような指標の影響についても分析を行う必要がある。

F . 健康危険情報
なし

3. その他
なし

G . 研究発表

1. 論文発表

小島宏 (2013) 「東アジアにおける子育て支援制度利用経験の関連要因」『人口問題研究』, 第 69 巻第 1 号, pp.67-93.

小島宏(2013)「世界の宗教別人口のデータと将来推計」早瀬保子・小島宏編『世界の宗教と人口』原書房, pp.1-29.

2. 学会発表

小島宏 (2013) 「東アジアにおける宗教と出生関連意識」日本人口学会第 65 回大会、札幌市立大学芸術の森キャンパス (2013.6.2)

小島宏 (2013) 「東アジア諸国における同棲状態の関連要因 EASS ミクロデータの分析結果を中心に」第 23 回日本家族社会学会大会、静岡大学 (2013.9.8)
KOJIMA, Hiroshi (2013) “Premarital Cohabitation and the Timing of Family Formation in East Asia and the West.” 27th IUSSP International Population Conference, BEXCO, Busan, August 28, 2013 (2013.8.28)

KOJIMA, Hiroshi (2014) “The Effects of Religion on Fertility-Related Attitudes in Japan, South Korea and Singapore.” International Conference on Discrepancies between Behavior and Attitudes toward Marriage and Fertility in Asia, 13-14 February 2014, Asia Research Institute, National University of Singapore (2014.2.14).

H . 知的財産権の出願・登録状況

(予定を含む。)

1. 取得特許

なし

2. 実用新案登録

なし

厚生労働科学研究費補助金（地球規模保健課題推進事業）
分担研究報告書

韓国の高齢者対策：
女性独居老人問題・老人自殺予防センターを中心に

分担研究者 相馬直子 横浜国立大学大学院国際社会科学研究所・准教授

研究要旨

韓国は、極端な低出生率や急激な人口高齢化に加え、OECD加盟国中で最も高い高齢者貧困率や自殺率に直面している。独居老人も急増しており、ソウル市ではその7割は女性であり、「女性独居老人」という政策の対象化もなされている。ソウル市では、高齢者総合計画が2012年に策定され、独居老人対象のオーダーメイド型サービス支援を提供するために、独居老人強盗管理電算システムの構築が2013年3月から進行している。ソウル市の政策シンクタンクでは「女性独居老人」の政策研究が蓄積され、「女性独居老人」に特化した対策が公表される見込みである。また、自殺予防法（2011年）の制定をふまえ、地域的に老人自殺予防センターの設置が進んでおり、地方政府のきめの細かい地域福祉・社会的包摂への取り組みと、その政策効果が注目されている。

A．研究目的

韓国は、日本以上の急激な人口高齢化とともに、高齢者自殺、貧困率も、OECD諸国の中で最も高い。2011年の高齢者（65歳以上）の自殺は4,000人以上であり、1990年より5倍増加している。人口10万人あたりの自殺者（自殺率）で見ると、高齢者自殺率は2011年で77.9人であり、1990年の5倍も増加している。また、韓国の65歳以上貧困率は48.6%であり、2位のハンガリーを大きく引き離し、OECD諸国の中でも最も高い貧困率である（日本は19.4%）。その背景には、高齢者の孤立・社会的排除といった韓国社会の構造的な問題が存在している。

本研究では、ソウル市等の地方の取り組みに着目する。韓国の人口密度は、

OECD諸国の中で最も高く、ソウル市やソウル市近郊の城南市等（京畿道）に人口が集中している。こうした背景から、本研究では、ソウル市独居老人対策、高齢者総合支援計画、京畿道城南市の老人自殺予防センターの現況を把握し、考察を行う。

B．研究方法

ソウル市は、中央政府の「第1次低出生・高齢社会基本計画」「第2次低出生高齢社会基本計画」の政策論議をふまえて、2010年10月に「ソウル高齢者総合計画」を発表した。また、中央政府の「独居老人総合支援対策」「独居老人総合支援対策参考資料」（2012年）をふまえて、ソウル市独自の政策研究を進め、「女性独居老人」といったジェンダー視

点からの検討が進められている。さらに、2011年3月「自殺予防及び生命尊重文化醸成のための法律」(以下「自殺予防法」)が制定され、自殺予防センター(同法第13条)の根拠法であり、地方政府でも、老人自殺予防センターの設置が進んでいる。ここではこうした地方政府の政府文書・政策研究・データベースに依拠し、韓国の高齢者対策の現況を把握し、考察を加えることとする。

C. 研究結果

ソウル市の高齢者人口は、2011年に104万人に達し、そのうち独居老人は21万人である。性別の内訳をみると、男性6万人、女性15万人であり、独居老人の71%は女性であり、「女性独居老人」という対象化がなされている。「女性独居老人」の疾病数は男性より1.6倍高く、無住宅者は男性より3倍高く、月平均所得も、男性の約8割程度にとどまっている。

近年、ソウル市女性家族財団といったソウル市の政策シンクタンクによる「女性独居老人対策」の政策研究が蓄積されてきた。そこで本研究では、イ・ソンウン、イ・ヒョソン(2011)『ソウル市における女性独居老人の生活支援策』ソウル市女性家族財団、ムン・ウンヨンほか(2013)『ソウル市における高齢ひとり世帯女性の生活実態および支援策』ソウル市女性家族財団の先行研究レビューを行った。

イ・ソンウン、イ・ヒョソン(2011)

『ソウル市における女性独居老人の生活支援策』ソウル市女性家族財団。

本研究は、ジェンダー視点から、ソウル市独居老人の生活実態および政策現況に対する分析を通じて、女性独居老人の生活の質向上における政策改善案および

女性独居老人のための社会的支持体系(Social Support Network)における領域別政策案を提示している。

まず、福祉従事者である社会福祉士対象の調査結果として、ソウル市老人福祉供給システムにおいて、女性独居老人への社会的支援事業を推進している機関は45.5%であること。そして、福祉従事者の固定観念、すなわち、男女の政策ニーズには差異がないといった固定観念があり、男女の特性に基づいた政策や事例管理の不足がある、などが明らかにされた。

次に、ソウル市女性独居老人政策現況の分析結果として、独居老人日常生活支援事業は、(1)独居老人孤独死防止事業と最貧層独居老人在宅福祉事業、住居支援事業が小規模で行われているものの、独居老人福祉受給率の地域格差やサービス質の問題がある、(2)最貧層独居老人在宅福祉事業の内容は、基本的な生活支援に偏重しており、心理的支援における政策支援が不足している、(3)住居支援事業はニーズに対して供給不足であり、居住期間制限には問題があることが指摘された。

これらの分析結果について、切れ目のない老人福祉事業の推進、女性独居老人の特性に基づいた心理的相談の必要性、男性に比べて学歴の低い女性老人の知的向上プログラム支援などが政策課題として提示されている。

最後に、女性独居老人対象の調査を通じて、(1)老人福祉館のプログラム利用については階層によって明白な差異があること、つまり、基礎生活受給者に該当する在宅福祉事業対象者の大多数は、福祉館の無料昼食のために参加しており、その他の女性独居老人は、多様なプログラムに参加していた。(2)各領域における政策支援の量的・質的不足が指摘できる。具体的には、政府の高齢者雇用事業にお

いて、多様な階層の老人が参加できる雇用の多様化が必要であること、医療支援における夜間緊急同行サービスや認知症診断結果に対する事後管理の不足、小規模地域中心の心理的相談サービスの不足、段階別の多様な教育・趣味プログラムの開発、階層別の住居サービス支援に対するニーズが高いことが確認された。以上の分析結果をもって、ソウル市老人福祉条例の改正や独居老人政策について、ジェンダー視点から改善する必要性を指摘している。

ムン・ウンヨンほか(2013)『ソウル市における高齢ひとり世帯女性の生活実態および支援策』ソウル市女性家族財団

本研究は、ジェンダーの視点から、ソウル市高齢ひとり世帯女性に対する分析を通じて、政策の不足点を把握したうえで、女性独居老人の特性を考慮した支援策および女性独居老人が地域社会構成員として生活できる政策案を提示する。

研究結果は次の通りである。第一に、ソウル市独居老人全数データ分析結果として、特に健康と所得分野において男女格差が存在することが確認された。すなわち、女性独居老人の前期(65~75歳)には、自己ケアを通じた雇用や自立的な生活が維持できる予防的アプローチの模索、次の後期(75歳以上)には、身体機能低下に伴う生活や孤立などに対するケアおよび危機対応の必要性が指摘された。また女性独居老人の場合、年齢の増加とともに家族との連絡や接続が減少する傾向が見られ、社会的ネットワーク形成の多様なプログラムの必要性も指摘された。

第二に、女性独居老人におけるグループインタビュー調査結果として、(1)女性独居生活は配偶者との死別によるものほとんどであり、食生活の不均衡や疾病保

有率が高い、(2)住居費および医療費負担の困難が課題であり、(3)自分の家族よりは隣人・友人・教会などの関係が独居生活の適応に重要な社会的ネットワークになっている、(4)経済生活と関連して、雇用に対するニーズがあるにもかかわらず、女性老人が参加できる雇用が制限されているといった点が確認された。

第三に、福祉従事者対象の調査結果として、(1)女性独居老人は男性に比べて緊急支援が不足している、(2)女性独居老人は、他地域への移動に対する不安感があり、共同居住形態の対象拡大および持続管理の必要性、(3)女性独居老人の大多数は、職業経験不足や人的資本の脆弱性によって劣悪な労働環境に置かれており、情報不足による雇用困難に直面している、(4)低所得女性独居老人は、ひとりで遠距離外出が難しいため、近所外出における余暇活動を選好している、(5)生計型住宅所有者や家族から放置された女性独居老人の場合、扶養者が存在するという理由で政策支援対象から排除されており、政策的盲点が存在すると指摘された。

以上の分析結果から、ソウル市女性独居老人統合支援政策および支援策課題が提示されている。支援策は、ソウル市が2012年に策定した「女性ひとり世帯政策」と連携して女性独居老人における健康、安全、コミュニティ、雇用支援などの支援策を段階別に行うことを提案し、低所得層や脆弱層に限らず類型や年齢を考慮した政策対象の拡大およびそれに伴う政策統合を提示している。

以上のソウル市の調査研究により、専門会議を通じて関連政策を開発する予定となっている。女性独居老人に関する計画は、本稿執筆時点でまだ発表されていないものの、全体計画である「ソウル高齢者総合計画」をふまえた具体策が今後

発表されるのではないかと考えられる。

この「ソウル高齢者総合計画」は、2012年10月に公表され、第二の人生設計の支援、オーダーメイド型支援、健康な老後、住みやすい環境、活気のある余暇文化、尊重と世代統合の6分野35政策で構成されている。

ソウル市では、2010年から退職するベビーブーム世代のための「人生二毛作支援センター」（第二の人生支援センター）を作るなど、ソウル市の実情にあわせた高齢者対策を策定してきたが、さらに総合的な計画から、急激な高齢化社会への地域支援策の拡充が計画されている。

前述したように、韓国の老人自殺率もOECD最高である。そこで、地方政府では老人自殺予防センターの実施・運営がはじまっている。本研究では、城南市の盆唐（ブンダン）老人自殺予防センターの状況を整理した。本センターは、城南市の支援を受けて、盆唐老人総合福祉館で運営されている。センターでは、高齢者の憂鬱予防、ストレス管理、社会的支持体系の形成などを通じて、高齢者の自殺を予防するための多様なプログラムを実施している。利用方法は、センター内相談、訪問相談、オンライン相談、電話相談などがある。

D．考察

日本でも高齢者の孤立防止や孤独死対策が地域的に取り組まれてきたが、韓国では、ジェンダー・階層・居住形態の視点から、「独居老人」「女性独居老人」という形で、対象化しながら政策論議や施策が展開してきた。

加えて、OECD最高の自殺率が大きな社会問題となり、地域では老人自殺予防センターの運営が進められており、健康・電話確認・地域保護・自殺予防教育・

相談・事例管理・相談等、自殺予防の多様な支援が地方政府で展開されている。

中央政府でも、OECD最高の自殺率と貧困率を減少させることは、重要な喫緊の政策課題となっており、老人自殺予防センターといった地方政府のきめの細かい地域福祉・社会的包摂への取り組みと、その政策効果が注目されている。

E．結論

こうして韓国では、高齢者の貧困や社会的排除が大きな政策課題となり、地域の福祉支援の拡充がここ数年で進行してきた。その背景には、独居老人の貧困や社会的排除、自殺の原因となる社会的排除や貧困対策への政策研究や政策開発の蓄積や、統合的なデータベース構築といった政策基盤の形成がある。

高齢者問題を、ジェンダー・階層・居住形態の視点から対象化し、ターゲット的な支援を展開している点や、ソウル市女性家族財団といった地方政府レベルのシンクタンクの意義、そして、実行機関ごとに断片的だったデータを「老人ケア統合電算システム」として統合化してオーダーメイド型支援へとつなげようとするソウル市の取り組みは、日本にも多くの示唆に富むと考えられる。

F．健康危険情報

なし

G．研究発表

1. 論文発表

相馬直子「韓国：家族主義的福祉国家と家族政策」鎮目真人・近藤正基編『比較福祉国家』ミネルヴァ書房、2013年。

2. 学会発表

相馬直子「ケアレジームの日韓比較」社

会政策学会 第 126 回（2013 年度春季）
大会、2013 年 5 月 26 日、青山学院大学。

H . 知的財産権の出願・登録状況

（予定を含む。）

1. 取得特許
なし
2. 実用新案登録
なし
3. その他
なし

厚生労働科学研究費補助金（地球規模保健課題推進研究事業）
分担研究報告書

総人口増加率に期首人口割合が及ぼす影響：シンガポールと横浜市の比較分析

分担研究者 菅 桂太 国立社会保障・人口問題研究所室長

研究要旨：

1980～1985年から2005～2010年のシンガポールにおける人口増加率を民族別に検討し、横浜市における人口変動との比較を通じ、期首人口の年齢割合が総人口増加率に及ぼす影響を分析した。

分析結果から、シンガポールでは2010年時点の年齢割合の高い30～40歳代世代の加齢にしたがって、横浜市と同様に高齢化社会へ急速に突入する可能性があることが示唆された。とくに、マレー系の人口では、出生力が2000年代以後急速に低下しており、2010年時点の年齢割合の高い10歳代から20歳代前半及び40歳代から50歳代前半世代の加齢にしたがってもたらされる高齢化は中国系より急速である可能性が示唆された。

A．研究目的

総人口増加率は、「出生数による純増」と「コーホート増加率の期首人口割合による加重平均」の和に分解される。この関係を通じ、期首人口割合は総人口増加率に影響を及ぼす。コーホート増加率とは、男女年齢別にみた（純）移動率マイナス死亡率の和であり、いずれも男女・年齢に強く依存している。たとえば、人口移動については、若年層で都市への転入超過、逆に郡部で転出超過を示すことが多く、女性よりも男性で移動率が多いことが多い。このように、人口動態率が男女年齢の関数であるため、期首の若年割合が大きいことは、都市では人口増加率にプラスに寄与し、農村ではマイナスに寄与する。また、高齢割合が大きいと粗死亡率が高くなり、人口増加率にマイナスに寄与する。

一方で、期首年の若年割合が高い都市部では、当該期の転入超過率の大きさに

依存して、期末年の若年割合も高くなる。すなわち、人口動態率が男女年齢に依存する強さに応じ、当該期の期首人口割合は過去の人口移動及び出生、死亡の結果であるため、期首人口割合が今後の人口移動に及ぼす影響を過去の人口動態から独立に分離できず、単純な要因分解は適用できない。

ここでは、過去の男女年齢別純移動率（及び死亡率）が現在の値と一定であった場合に実現される安定人口（人口増加率ゼロ）の男女年齢分布と実績の男女年齢分布を比較する。過去の変動が現在の値と一定であった場合を仮定することで過去の変化（実績）が当該期首年齢割合にもたらした影響を相対化し、当該期の人口増加率への寄与を検討することで、今後の人口変化への影響についての示唆を与えることを目的とする。

B．研究方法

本研究は 戦後期以後の人口変動に関するデータ収集及び分析、 将来推計を見据えた人口変動モデル開発、 シンガポールにおける高齢化の動向及び見通しとわが国の小地域（市区町村単位）の人口変動との比較研究からなる。

なお、2013 年度は 2 年目にあたるが、シンガポールについてインターネット等の経路を通じ入手可能なデータは非常に限られており、現地調査によって、国内では入手が困難な資料の収集を行った。また、シンガポールにおける少子化と高齢化の歴史的な経緯と現状把握ならびに、人口政策の歴史的な経緯と現状を把握するために、シンガポールにおけるデータ収集と文献調査、専門家からのヒアリング調査を実施した。これらの資料を整理・分析し、調査報告書を作成した。2013 年度は上記 ~ の課題を総合的に検討した。

（倫理面への配慮）

調査実施の際には、調査対象者の人権とプライバシーの保護には細心の注意を払った。

C . 研究結果

本年度はまずモデルによる理論的な考察を行った。すなわち、総人口増加率は、「出生数による純増」と「コーホート増加率の期首人口割合による加重平均」の和に分解されることを理論的に検討し、総人口増加率と期首年齢割合の関係を明示的に捉えた。この関係から、コーホート増加率（移動率マイナス死亡率の和）が男女年齢強い関数であることを通じ、期首年齢割合は総人口増加率に影響することになる。

続いて、期首人口割合は過去の出生力及び人口移動と死亡率によって決定されるため、過去すべての期間の純移動率及

び死亡率の時系列変動が統計的独立でない限り、期首（ $t-5$ ）年の人口割合が $t-5$ t 年の人口増加率へ及ぼす影響を $t-10$ $t-5$ 年以前の期間のコーホート変化と独立に分析することはできない（ $t-10$ $t-5$ 年以前の期間の純移動率、死亡率を統御する必要がある）ことを明らかにした。

この問題に対処しつつ、期首年齢割合が $t-5$ t 年の総人口増加率への影響を分析するため、 $t-5$ t 年の純移動率及び死亡率が $t-10$ $t-5$ 年以前の期間の純移動率、死亡率と完全相関している（ $t-5$ t 年の水準で過去の期間一定であった）場合の、仮想的な人口（安定人口）の男女年齢分布を算出し、これと $t-5$ 年の男女年齢分布（実績）と比較することで、過去のコーホート変化が $t-5$ t 年における期首年齢割合にもたらした影響を相対化し、今後（ $t-5$ t 年）の人口変動に及ぼす期首年齢割合の影響への示唆をえる。

このようにして計算される安定人口の男女年齢分布は、 $t-5$ t 年の純移動率及び死亡率によって実現されるものであるため、 $t-5$ 年の男女年齢分布（実績）と乖離がある場合、 $t-10$ $t-5$ 年以前の期間の純移動率及び死亡率の影響であることになる。たとえば、安定人口より実績の若年人口割合が高い場合、 $t-10$ $t-5$ 年以前の期間の移動率が $t-5$ t 年よりも若年人口で転入超過が大きかった（もしくは、過去の期間における男女年齢別の移動・死亡状況を所与とした安定人口の水準より出生力が高かった）ことによる。この場合、安定人口より実績の若年人口割合が高いため、安定人口より実績の高齢人口割合は低くなっている。 $t-10$ $t-5$ 年以前の期間の生残率が $t-5$ t 年よりも大きいと、逆に安定人口より実績の高齢人口割合が高くなるが、生残率が過去に比べ大きく低下することは通常ではない。その

ため、安定人口より実績の高齢人口割合が高くなるのは、 $t-5$ t 年より $t-10$ $t-5$ 年以前の期間の若年層の人口流出の影響（や過去のある時期に若年人口で転入超過や移動・死亡の状況を所与とした安定人口の水準より出生力が高かったものの、この状況は $t-5$ t 年まで継続せず、コーホートサイズがゆがんで大きくなった集団の加齢の影響）が大きいことが考えられる。出生数については、基数として与えているので、出生数の再生産女子人口に対する比は再生産女子人口割合（出生性比と49歳以下女子の移動率及び死亡率）によって決まることになる。 $t-5$ t 年と比べて $t-10$ $t-5$ 年以前の期間の49歳以下女子がより大きく転入超過であれば、安定人口における15~49歳女子人口割合は実績より高くなり、安定人口における出生力は低くなる。すなわち、人口成長ゼロを実現する出生力は低くてよく、出生率が（移動がない場合の）置換水準より低くても人口は増加することになる。

実証分析の対象としたのは、シンガポールの在住人口及び横浜市の総人口、またシンガポールの主要民族である中国系とマレー系の別の在住人口について1980~1985年から2005~2010年の期間である。これに加えて分析対象とした期間のシンガポールの総数、中国系、マレー系の人口と比較可能な人口変動を示した横浜市の南区、旭区、都筑区、青葉区の4区についても1995~2000年から2005~2010年の人口変動を分析し、考察を深めた。

まず、シンガポールと横浜市の対象期間における人口変動を概観した。2010年人口センサスによるシンガポール在住者は3,771,721人であり、2010年国勢調査による横浜市の総人口は3,688,773人で、

両者にはほぼ同程度の規模がある。0~14歳割合については、横浜市の1990年が17.2%と2010年のシンガポール15.7%とほぼ同程度の水準であった。また、65歳以上人口割合は、横浜市の1990年が8.7%であり2000年代のシンガポール(8~9%)とほぼ同程度の水準であったが、横浜市では2000年に14.0%、2010年に20.1%と近年急速に高齢化が進行している。

横浜市の総人口の成長率は、1980年代は7~8%であり、2000年代のシンガポール(6~8%)とほぼ同程度の水準であったが、1990年代以降の人口成長率は3~4%へと低下している。総人口成長率の要因を自然増減、社会増減の別に見ると、横浜市の1980年代の自然増加率及び社会増加率はともに3~4%であり、いずれも2000年代のシンガポール(3~4%)と同程度の水準にあった。

これらをはじめとし、1990年代の横浜市の人口の変化は2000年代のシンガポールにおける人口変動と似通っていた。

横浜市の区別に人口の変化をみると、横浜市のなかでも地域によって大きな差があった。シンガポールとの比較対象として取り上げた青葉区、都筑区、南区、旭区の4区については以下の特徴があった。青葉区と都筑区は人口の年齢構造が若く、出生数も相対的に多い地域である。0~14歳割合をみると、青葉区の1995年が17.0%、都筑区では1995~2010年を通し19~20%で推移しており、2000年代のシンガポール、もしくは1990年代以後のシンガポールにおける中国系と同様の水準にある。また、1995~2000年の粗出生率は、青葉区62.9%、都筑区69.5%であり、1995~2010年の中国系の64.5~45.9%より高く、2005~2010年のマレー系の63.5%と比較可能な水準にあった。また、青葉区における1995~2000年と2000~

2005年の社会増加率は3.5%と5.7%であり、1990年代以後の中国系の4%程度の社会増加率と同程度の水準である一方、都筑区の実績は1995～2000年26.9%、2000～2005年10.9%、2005～2010年8.9%と非常に高い水準にある。

南区は、横浜市の中なかでも人口密度がもっとも高い地域であり、その意味で人口集積の進んだ地域である。同時に、出生力の低下と高齢化の進展による死亡率の上昇が著しく、近年は自然減に転じており、南区における2005～2010年の自然増加率-1.0%は横浜市内最低である。旭区も平均年齢の上昇が著しく、1995～2010年の変化幅は横浜市内でも最大の水準にある。また、近年の出生力の低下と死亡率の上昇が著しい地域であって、旭区の2010年の65歳以上人口割合は、24.3%で栄区とならび横浜市内最高で、75歳以上割合については10.9%でもっとも高い。旭区の粗死亡率は1995～2000年の28.7‰から2005～2010年の39.1‰へと10.8ポイント上昇しており、横浜市内最大の上昇幅であった。また、1995～2000年と2000～2005年は社会減少を経験している。南区や旭区における人口変動と、期首人口割合が人口変動に及ぼした影響を考察することで、シンガポールにおいて今後進行する高齢化についての含意を探った。

1980～1985年から2005～2010年のそれぞれの期間について、シンガポールと横浜市の人口の年齢割合（実績）と安定人口の年齢分布を比較したところ、まずシンガポールについては以下の結果をえた。

1980～1985年と1985～1990年のシンガポールでは、社会増減（実績）はほとんどなかった。安定人口の年齢分布も死亡率が高くなる60歳代より下の年齢ではほぼ均一である一方、実績の年齢割合は

20～30歳代前半で高かった。安定人口に比べ、実績の0～14歳割合は著しく高く、高齢割合は著しく低い。これは、20～30歳代前半の出生数（コーホートサイズ）と過去の期間の転入超過数が当該期間より大きかったためである。このため、実績の15～49歳女子人口割合は安定人口より高く、子ども女性比（実績）は安定人口より低い（人口増加率=0を実現するための出生力は実績より低くてよい）。当該期の移動及び死亡率の状況にしたがった場合の成長率ゼロの人口では、若干の社会増があるが実績の自然増に対し安定人口では自然減で、より高齢化が進んだ状態にあり、出生率は低く死亡率は高い。

1990～1995年以後のシンガポールでは、自然増加率が低下して社会増が大きくなり、とくに2005～2010年では3.2%の自然増加と5.6%の社会増加となった。20歳代後半から30歳代の転入超過が大きい移動状況が続いた場合の安定人口についてみると、20歳代以下の割合が40～50歳代と比べ低くなる。実績の年齢割合を安定人口のものと比較すると、40歳代以下の年齢割合（実績）は安定人口の年齢割合よりも高く、逆に60歳代以上の年齢割合（実績）は安定人口よりも低い。シンガポールでは2005～2010年においても、依然として過去の動態率が若年人口割合を多くしており、高齢化の進行が抑えられている。

次に、横浜市では、1980～1985年や1985～1990年に3～4%の社会増加があり、安定人口の年齢割合は30～50歳代に比べ20歳代以下で低くなっているが、実績の年齢割合は40歳代以下で安定人口より高く60歳代以上で低くなっており、2005～2010年のシンガポールにおける人口変動と類似していた。2000年代以後の横浜市では急速に高齢人口割合が増加してお

り、若年層の転入超過の水準も低下傾向にある。2010年時点で40歳代の団塊ジュニア世代が多く70歳代以上の高齢者が少ないことを除くと、実績の年齢分布は安定人口と非常に近い。15～49歳女子人口割合（実績）も安定人口の水準に近づいており、子ども女性比（実績）は安定人口より低い（人口増加率=0を実現するための出生力は実績より低くてよい）が、2005～2010年の粗出生率（実績）は安定人口と同水準である。今後、実績と同程度の社会増加（2%程度）が続くとしても、団塊ジュニア世代が50歳代以上になり、また団塊の世代が死亡率の高い70歳代以上になると、自然減が大きくなり人口は減少を始めるであろうことがうかがわれた。

そして、シンガポールの人口変動について民族別に検討すると、マレー系の人口では、1985～1990年にマイナス8.4%という社会減少があったことが目立った。1985～1990年の移動及び死亡率の状況にしたがった場合の成長率ゼロの人口では、10歳代の年齢割合（実績）が安定人口より低く、20歳代後半から30歳代の年齢割合（実績）が安定人口より大きかった。20歳代後半から30歳代の出生数（コーホートサイズ）と過去の期間の転入超過数が当該期間の移動・死亡に対応する安定人口より大きかったため15～49歳女子人口割合（実績）は安定人口より大きく、子ども女性比も高い水準にあって安定人口の自然増を上回る自然増があり人口成長率はわずかにプラスであった。その他の期間については、マレー系の安定人口の年齢割合は、中国系よりもフラットであり、50歳代頃までほぼ一様である。マレー系の出生率は近年急速に低下していることや、年齢割合（実績）で2010年時点の60歳代以上の世代の規模が不連続

に小さかったことを踏まえると、2010年時点の年齢割合が高い10歳代から20歳代前半及び40歳代から50歳代前半世代の加齢にしたがって、今後急速に高齢化が進行する可能性が示唆された。

D．考察

横浜市の南区、旭区、青葉区、都筑区の4区について、1995～2000年から2005～2010年について、男女年齢別純移動率と死亡率を一定とした場合の安定人口を構築し、期首年齢割合（実績）との比較を行うことで考察を深めた。

南区は20歳代に転入超過があり安定人口の年齢分布は30歳代から50歳代と比べて20歳代以下で低くなっているが、20歳代以下では実績の年齢割合の方が低い。20歳代以下の出生数（コーホートサイズ）（と過去の期間の転入超過数）が当該期間より小さいことを示し、急速な少子化の進行が背後にあることがうかがえる。逆に、2010年時点の30歳代後半と40歳代前半及び60歳代の年齢割合（実績）が安定人口より大きく、死亡率の水準は低いがこれら世代の高齢化とともに今後は自然減に牽引された人口減少が本格化する可能性があることがうかがわれる。旭区は、とくに2000～2005年で20歳代から30歳代の転出超過があったこともあり、安定人口の年齢分布は20歳代以下よりも30歳代以降の年齢で80歳代まで一貫して低くなっている。安定人口の年齢分布と実績を比較すると、南区と同様に2010年時点の30歳代後半と40歳代前半及び60歳代の年齢割合（実績）が安定人口より大きく、この傾向は南区より顕著である。2005～2010年の人口増加率は南区-0.3%、旭区0.6%であったが、今後は旭区の人口減少がより急速に進行する可能性が示唆される。

1995～2000年の都筑区では、26.5%という非常に大きな社会増加があった。60歳以下の年齢で軒並み転入超過となっており、とくに30歳代で大きな転入超過があった。このような人口動態が一定であった場合の安定人口の年齢分布は、若年層で継続した流入があるため人口成長率ゼロの出生は相対的に少なくてもよい。また若年層で継続して流入があるのに、70歳代までは死亡率も低いため、転入超過が累積していくことになる。そのため、70歳代頃まで年齢とともにほぼ一様に割合も上昇している。1995～2000年においても、安定人口の年齢分布に比べ、実績の年齢割合は相対的には安定しており、50歳代以下の年齢層で実績の年齢割合の方が高く、とくに20歳代後半～30歳代、そして40歳代前半の年齢割合が高い。このため、実績の粗出生率も高く1995～2000年の都筑区では、26.5%の社会増に加え、5.9%の自然増もあった。2005～2010年の都筑区では、依然として20歳代から30歳代にかけて大きな転入超過があるが、2000～2005年以前と比べ相対的に安定人口の年齢分布はフラットになりつつある。2010年の時点の30歳代後半から40歳代の年齢割合（実績）極端に大きく、この世代の加齢は急速な高齢化をいずれ招くことになるだろう。また、1995～2000年の大きな転入超過とこの時期の母の出生行動は2010年時点の10歳代の年齢割合を不均一に大きくした。これらの世代が再生産年齢に差しかかると一時的に出生数を引き上げる効果が期待される一方、今後継続して転入超過が続かなければ、年齢割合の乱れはいずれ急速な高齢化と人口減少をまねくことになる。

E．結論

シンガポールでは、1980～1985年から

2000～2005年の期間でほぼ一貫して社会増加率よりも自然増加率の方が大きかった。これは、再生産女性年齢人口割合（実績）が安定人口よりも大きく、当該期と比べ過去の人口動態率が再生産年齢人口を大きくしたため（出生力も実績より低くてよい状態に）あった。今後長期にわたり、若年層の転入超過が続かない限り、安定人口の年齢構造はフラットになると同時に実績の年齢分布は安定人口に近づくことになる。シンガポールでは2010年時点の年齢割合の高い30～40歳代世代の加齢にしたがって、横浜市と同様に高齢化社会へ急速に突入する可能性がある。とくに、マレー系の人口では、安定人口の年齢割合は、中国系よりもフラットであり年齢割合（実績）で2010年時点の60歳以上の世代の規模が不連続に小さい。マレー系の出生力は2000年代以後急速に低下しており、2010年時点の年齢割合の高い10歳代から20歳代前半及び40歳代から50歳代前半世代の加齢にしたがって、今後急速に高齢化が進行する可能性が示唆される。

横浜市の場合、南区や旭区のように高齢化の進行とともに、若年層における転入超過が安定人口に及ぼす影響は相対的に小さくなり、2010年時点年齢割合（実績）が安定人口より大きい世代の高齢化とともに自然減に牽引された人口減少が本格化することが見込まれる。人口移動には地域性がある（時系列相関がある）一方で、死亡率や出生率と比べても比較的大きな期間変動が観察される。ある期間に若年層で転入超過があるとその期間の人口増加率は高くなるが、年齢構造をゆがめることになる。都筑区のような大きな転入超過が長期的に継続し、超高齢化人口がもたらされることは考えにくいですが、人口移動は一時的ではなく長期にわ

たり継続しなければ年齢構造のゆがみはいずれ急速な高齢化と人口減少をまねくことになる。今後の見通しにあたっては、このような一時的な変化と、長期にわたる人口動態の変化の影響を明確に分離することが重要であろうことが示唆された。

F . 健康危険情報
なし

G . 研究発表

1. 論文発表
なし

2. 学会発表

Keita Suga, "The Second Demographic Transition in Singapore: Policy Interventions and Ethnic Differentials," Population Association of America Annual Meeting 2013, New Orleans, U.S.A. (2013.4.10-13)

Keita Suga, " Ethnic differentials in effects of the 1st marriage and marital fertility on below-replacement fertility in Singapore, 1980-2010: A lifetable analysis," presented at Session "296": Population and policy challenges in East Asia in XXVII IUSSP International Population Conference, Busan, Korea (2013.8.26-31)

「シンガポールにおける出生力変動の生命表分析」第65回日本人口学会大会、札幌市立大学 (2013.5.1)

H . 知的財産権の出願・登録状況
(予定を含む。)

1. 取得特許
なし

2. 実用新案登録
なし

3. その他
なし

東アジア低出生力による人口高齢化の展望と対策に関する国際比較

「中国高齢化の地域比較」

関西学院大学国際学部 伊藤正一

1 はじめに

中国では、経済改革・開放政策が開始された 70 年代末以来、急速な経済発展を達成してきた。同時に、全国レベルで一人っ子政策が展開されてきた。そのような状況下で、高齢化が進みつつある。2000 年代以降、労働市場の転換点が議論の対象となってきた。2013 年には、中国の一人当たり GDP も 6000 ドルを上回る水準にまで達し、中所得国になった。この状況下で、高齢化が進展することは、人口ボーナスが人口オーナスに転じ、中所得国から高所得国へ移行が困難になり、中所得国の罠に陥る可能性が高くなる。中国では、この状況から「未富先老」と呼ばれている。そのために、全要素生産性、技術水準、人的資本の向上、そのための政策として、内需主導型経済成長、国内雁行型発展、後発国の技術的優位性の活用が指摘されている¹⁾。人口高齢化は、高齢者の年金を中心とする経済的保障、医療面での保障が大きな課題として考えられる。

本報告の目的は、中国の高齢化の状況が地域間でどのように異なっているのか、それに対する政策が地域によって同じなのか、異なっているかを、中国語文献・資料を用いて検証することである。

2 中国高齢化の現状

2011 年中国の 60 歳以上人口は 1 億 8499 万人で、総人口の 13.7% である。65 歳以上人口も、90 年に 0.64 億人であったが、92% 増加し、2012 年には 1.23 億人にまで達している。表 1 が示すように、65 歳人口の全体に占める割合は、82 年の 4.9% から 2012 年には 9.4% にまで増加している。80 歳人口は、1982 年から 2011 年にかけて年平均 5.11% 増加し、65 歳以上人口も年平均 3.16% 増加している。そして、中国で 1950 年代、60 年代に生まれた人々が、2010 年から 40 年にかけて 60 歳以上人口にはいって行く。1982 年の中国の 65 歳以上人口は、4991 万人であり、2012 年のそれは 1 億 2714 万人で 82 年の約 2.55 倍であり、厳密ではないが約 15 年間で倍増すると考えられる。今後、このように、中国の高齢化を考える場合には、その規模と高齢化の速度を考慮しておく必要がある。²⁾

包玉香 (2012) によると、2007 年の世界銀行の統計を用いて、中国の人口高齢化の主な 6 つの特徴として、高齢者の人口規模が巨大で、高齢化の速度が速く、地域発展が不均衡で、都市農村の差が顕著で、女性高齢者人口が男性のそれよりも多く、高齢化が現代化よりももっと早く起こっていることであるとしている。そして、これらの特徴が、今後中国の人口高齢化の深刻な問題をもたらすとしている。³⁾

田雪原 (2008) も、中国の高齢化を 3 つの段階に分けられるとしている。第一段階は、2000 年から 2020 年で 65 歳以上人口の割合が 6.92% から 9.92% に上昇し、第二段階は、2020

年から 2040 年で同人口の割合が 2040 年に 21.96%に達し、第三段階は、2040 年以降で 65 歳以上人口の割合の上昇は緩やかになり、2050 年に 23.07%、2100 年には 24.41%になるものとしている。4) United Nations(2011)によると、中国の 65 歳以上人口は、2010 年に 1 億 984.5 万人で、2040 年に 3 億 1709.3 万人、2050 年に 3 億 3120.4 万人、2060 年に 3 億 5709 万人となり、その後は減少するとしている。そして、高齢者扶養率(=(65 歳人口 / 15-64 歳人口) * 100)は、2010 年に 11 であるが、2030 年に 24、2040 年に 37、2050 年に 42、そしてその後も上昇し、2060 年に 52、2080 年には 55 に達し、その後若干では

あるが低下する。5)

年	0-14歳	15-64歳	65歳以上	高齢者 扶養比率
1982	33.6	61.5	4.9	8.0
1987	28.7	65.9	5.4	8.3
1990	27.7	66.7	5.6	8.3
1991	27.7	66.3	6.0	9.0
1992	27.6	66.2	6.2	9.3
1993	27.2	66.7	6.2	9.2
1994	27.0	66.6	6.4	9.5
1995	26.6	67.2	6.2	9.2
1996	26.4	67.2	6.4	9.5
1997	26.0	67.5	6.5	9.7
1998	25.7	67.6	6.7	9.9
1999	25.4	67.7	6.9	10.2
2000	22.9	70.1	7.0	9.9
2001	22.5	70.4	7.1	10.1
2002	22.4	70.3	7.3	10.4
2003	22.1	70.4	7.5	10.7
2004	21.5	70.9	7.6	10.7
2005	20.3	72.0	7.7	10.7
2006	19.8	72.3	7.9	11.0
2007	19.4	72.5	8.1	11.1
2008	19.0	72.7	8.3	11.3
2009	18.5	73.0	8.5	11.6
2010	16.6	74.5	8.9	11.9
2011	16.5	74.4	9.1	12.3
2012	16.5	74.1	9.4	12.7

(出所)「中国人口和計画生育年鑑、2013」、417頁。

中国の農村部においても、高齢化は着実にすすんでいる。2009 年末までに、農村の 60 歳以上人口は 1.05 億人で農村人口全体の 18.3%を占めている。中国農村部における人口高齢化は、今後も継続し、2045 年には 80 歳以上人口の農村人口に占める割合は 22%を超えると推測されている。6)王勝今・干瀟等(2012)によると、中国の工業化・都市化に伴い、大量の農村若年労働者が都市に移動し、結果として経済発展水準で遅れている農村部で高齢化が進行していると指摘している。この現象は 2000 年以降に現れてきている。例えば、2000 年の中国全体の 65 歳以上人口の割合が都市部で 6.4%であるのに対して、農村部では 7.5%であった。2006 年 6 月に実施され

た「中国城郷老年人口状況追跡調査」によると、中国の 60 歳以上人口は、1 億 4657 万人で、都市部のそれは 3856 万人で全体の 26.3%、農村部のそれは 1 億 801 万人で全体の 72.5%を占めている。このことから、中国の高齢者問題を考えるときに、農村の高齢者問題がいかに重要であるかを示している。7)

3 地域から見た中国の高齢化の概況

2011年中国の人口高齢化の状況は、地域によって大きく異なる。具体的には、同年の重慶と四川のそれぞれの65歳人口の総人口に占める割合は、12.42%と12.03%である。一方、チベットと寧夏のそれは、それぞれ4.83%と5.48%である。8)

表2は、2012年の中国の地区別65歳以上人口の占める割合を示している。全国平均は9.4%であるが、その割合が最も高い省は、重慶市と四川省で、それぞれ12.9%と11.81%であり、それに続いて江蘇省(11.5%)、湖南省(11.11%)が11%以上である。他方、その割合が最も低い省は、チベットで5.41%、それに続いて7%前後以下の省は、寧夏(6.63%)、新疆(6.8%)、広東(6.98%)、青海(7.01%)となる。

重慶と四川はともに、中国で農村労働力の送り出し地域として有名であり、15 - 64歳人口が流出により減少し、結果と

表2 地区別65歳以上人口の割合と扶養率(単位: %、2012年)

	65歳以上人口割合	総扶養率	
			高齢者扶養率
全国	9.40	34.88	12.68
北京	8.60	21.91	10.48
天津	10.46	28.52	13.44
河北	9.09	37.06	12.46
山西	7.97	31.01	10.44
内モンゴ	7.87	27.76	10.06
遼寧	9.94	25.50	12.47
吉林	7.74	24.98	9.67
黒竜江	8.84	26.52	11.18
上海	9.01	21.18	10.92
江蘇	11.50	32.73	15.26
浙江	8.75	26.72	11.09
安徽	10.32	39.72	14.42
福建	8.59	33.89	11.50
江西	8.09	42.05	11.49
山東	10.51	36.33	14.33
河南	8.82	41.59	12.49
湖北	10.76	33.06	14.32
湖南	11.11	42.35	15.81
広東	6.98	30.47	9.11
広西	9.33	45.87	13.70
海南	7.27	35.82	9.89
重慶	12.90	41.50	18.26
四川	11.81	38.97	16.42
貴州	9.16	47.33	13.49
雲南	7.76	37.57	10.67
チベット	5.41	37.99	8.50
陝西	9.28	30.44	12.10
甘肅	9.24	34.75	12.45
青海	7.01	38.17	9.69
寧夏	6.63	38.88	9.20
新疆	6.80	37.53	9.34

(出所)「中国人口和計画生育年鑑、2013」、428頁。

して65歳以上人口の占める割合が高くなっていると考えられる。しかしながら、江蘇省は発展している沿海地域、特に上海の隣に位置しているために労働力の流入が多いと考えられる。その状況の中で65歳以上人口の割合が高い理由として考えられることは、65歳以上人口の流入が多いのか、元々65歳人口が多いことが考えられる。湖南省のその割合が高いことは、重慶と四川の理由と同じであると考えられる。

チベットの場合、2010年の平均寿命(全国平均は74.83歳)は68.17歳で31省・自治区・直轄市の中で最も低く、そのことが65歳以上人口の割合が最も低い状況をもたらしていると考えられる。青海についても、同様に平均寿命は69.96歳と下から3番目である。青海は、チベット族が多く住むことでも知られている。新疆は、西北地域の中でも自治区外からの労働力の流入が多い。広東は、沿海地域で80年代から労働力の流入が顕著な省で

ある。このように、新疆と広東については、外部からの労働力の流入が、65歳以上人口の割合を低くめている要因と考えられる。

北京、上海は、経済的に発展している地域であり、一人当たり所得も最も高い2直轄市である。そのために、一人っ子政策の中でも特に少子化が進んでおり、結果として高齢化が進み、65歳以上人口は高いと考えられる。しかしながら、2012年の北京・上海の65歳以上人口は、それぞれ8.6%、9.01%と平均を下回っている。これら両市についても、その理由は、市外からの労働力の流入が地域としての65歳以上人口の割合を低くしていると考えられる。

4 地域から見た中国高齢化の問題

中国の高齢化は、地域によって大きく異なる。ここでは、浙江省、吉林省、山東省、広東省広州市の高齢化について調べる。

何文炯等(2013)によると、浙江省では、平均寿命の延長、出生率の低下により高齢化が加速的に進んでいるとしている。浙江省戸籍を持つ人口に占める65歳以上人口の全体に占める割合は、2005年に14.12%、2010年には16.66%にまで増加している。結果として、2015年には浙江省の常住人口の60歳以上人口は18.13%になり、全国平均を上回り、2020年には21.07%、今世紀中には44.18%(2055年)に達するとしている。浙江省の戸籍人口の60歳以上人口の全体に占める割合は、2015年に20.45%、2020年には24.15%になっている。浙江省戸籍の65歳以上人口の割合については、2010年に11.6%、2030年に24.7%、そして2050年には36.2%にまで達すると推計している。

この人口高齢化から、高齢化、少子化、家庭の小型化、独居の問題、経済社会の転換期の様々な矛盾が様々な社会生活面に影響を与えている。これらのことは、浙江省の社会保障と公共財政支出の増大をもたらし、労働年齢人口への負担の増加、社会負担、政府責任の増大を意味するとしている。浙江省は、中国全国の中でも農村合作医療制度、都市住民基本医療保険制度、都市・農村一体化の社会年金保険制度の実施においては先行している。

何文炯等(2013)は、そのような状況でも問題は存在すると指摘し、一部高齢者の基本的社会保障は十分でなく、生活水準、健康面、高齢者へのサービスの供給が十分でない、としている。1)高齢者の経済保証は十分でなく、高齢者の基本生活に影響を与えている。2)高齢者の医療保障の程度が十分でなく、高齢者の健康に影響を与えている。3)高齢者に対するサービスの社会化が十分でなく、そのサービスの供給が不足している。高齢者への社会保障サービスの資源配分の不合理さの問題、社会保障体制の不健全さを指摘している。

吉林省については、65歳以上人口は1900年に110.4万人で省人口全体の4.53%を占めるだけであった。2007年には、65歳以上人口は237.48万人で、その割合は8.81に達している。様々な仮定を前提に推計すると、吉林省の平均寿命は、男性の場合74.36歳、

女性の場合 79.16 歳である。その推計によると、65 歳以上人口の割合は、2010 年に 8.90%、2015 年に 11.25%、2020 年に 15.43%、そして 2025 年に 19.5%と、65 歳以上人口は 5 年ごとに 4%上昇している。そして、2040 年の 65 歳以上人口の割合は 34.52%、2050 年に 39.55%にまで上昇する。8)

山東省の場合、包玉香(2012)によると、65 歳以上人口の割合は 1990 年に約 6%で、2003 年には 9%を超え、2005 年以降は約 10%の水準である。山東省の場合、同じ省内においても地域で異なっている。例えば、2007 年の高齢者の一人当たり所得の場合、山東省の東部と西部で、それぞれ包玉香 767 元と 326 元で大きく異なっている。山東省の都市、町、農村の人口に占める 65 歳以上人口の割合は、それぞれ 8.65%、9.07%、10.31%であるが、済南市のそれらは 9.86%、9.09%、9.88%であり、青島市のそれらは 8.86%、9.24%、13.47%である。このように中国の地域間だけでなく、同じ省であっても内部の地域間で高齢化の状況は異なっている。

広州市については、65 歳以上人口の全体に占める割合は、1982 年に 5.74%、1990 年に 6.3%、2000 年に 6.1%、2005 年に 7.56%となっている。この数字は、広州市の広州市戸籍の人口と外来人口の合計の数字である。2005 年の広州市戸籍の 65 歳以上人口の割合は 9.45%であり、外来人口に占める 65 歳以上人口の割合は 1.19%であり、戸籍のあるなしで 65 歳以上人口の割合は全く異なることが明らかである。広州市の場合、12 地区が存在するが、地区別の 65 歳以上人口は、最高は 11.97%で最低の地区のそれは 4.87%で、同じ広州市でも地区によって大きく異なる。広州市戸籍人口に占める 65 歳以上人口の割合は、3 地区のそれは、それぞれ 13.88%、13.66%、12.88%であり、他の地区のそれは 9%未満で、最も低い地区のそれは 6.53%である。広州市の外来人口の 65 歳人口は、最も高い地区で 3.82%で最も低い地区のそれは 0.55%である。これらの数字は、各地域の高齢化を考える場合、外来人口を考慮に入れる必要性を示している。9)

広州老年学会(2010)は、広州市の老人との生活状況調査を通じて、その状況と様々な問題を明らかにしている。例えば、人口高齢化の女性化、高齢化によって、高齢者の性別・年齢構造に大きな変化をもたらしている、高齢者の所得水準は低く、ある一定水準には達しているが、個人をめぐる突発性事件によって経済的に影響を受けやすい、老人が住む居住地域の公共施設は十分でなく、特に農村においてそうである、老人によると、十分な医療保険・医療保障を受けているとは言えない、などの問題がある。例えば、2008 年の調査結果によると、基本年金保険参加率は、都市部で 74.3%であるのに対して、農村部のそれは 8.9%に過ぎない。独居老人については、都市部老人家計に占める割合が 8.9%であるが、農村部のそれは 18.8%であり、都市部独居老人の平均年齢は 73.66 歳で、農村部のそれは 75.48 歳であり、農村部の高齢化の問題が顕著である。このような状況の中で、広州市の高齢者の扶養方法として、1998 年から 2008 年にかけて、子供と同居の割合が、都市部で 64.5%から 25.5%に減少し、農村部でも 76%から 40.5%に減少している。一方、政府が建てた無料もしくは廉価な養老院を選びたい高齢者の割合が都市部で 32.4%から 49.1%に増加し、

農村部でも 21%から 37.8%に増加している。このことは、高齢者が直面する家族・経済状況の変化が高齢者の扶養方法の選択希望に影響を与えていると考えられる。(10)

5 中国の社会保障

中国農村の社会保障は、1986 年以来貧困問題に対する政策として大規模に行われるようになった。これは、様々な地域で、具体的には広州・深圳、北京・浙江、上海・成都を代表とするモデルとして行われた。2002 年以来、農村の社会保障の充実が重視されるようになった。2008 年に中国人民大学が実施した社会調査によると、農民労働者のうち 2330 万人、農民労働者の 18.4%を占めている。しかしながら、同調査で医療保険を享受している農民の割合は 39.1%であり、年金保険を享受している農民の割合はわずか 8.3%であった。(11)ただし、王国軍(2011)は、2006 年の調査によると、中国の 1947 県中、1484 県の一人当たり平均年金額が各地の農村最低生活保障水準であると指摘している。(12)

人口の高齢化が進む中で、重要となるのが高齢者に関する社会保障である。高齢者に関する重要な社会保障は、年金保険、医療保険、そして介護保険である。中国の年金保険については、基本年金保険、企業年金保険、その他(個人の貯蓄性年金保険)からなっている。その中でも、基本年金保険は、もっとも基本的なものであり、政府が責任を負い、全労働者が参加すべき年金保険制度である。この基本年金制度は、2010 年に第 11 期全国人民代表大会常務委員会の会議を通った中華人民共和国社会保険法で示されている。同社会保険法の中に、国家の新型農村社会年金保険制度の樹立と改善を示している。(13)2000 年には、年金保険の個人口座の実験省をして、遼寧省を選び、2004 年にはこの試みを吉林、黒竜江に拡大した。ただし、このような制度の樹立・拡大とは別に、現行の中国の年金保険制度を前提として、世界銀行の予測によると 2032 年に基本年金基金は収入が支出を下回り始めるとしている。

張秀蘭(2012)は、中国の高齢者の福利体系の顕著な問題点を指摘している。(1)まだ十分な高齢者のための福利体系ができていない状態で、高齢化が進んでいる。具体的には、都市のある一定部分の人口が年金保険に加入しているが、農村部では少数の農村人口しか年金保険に加入していない。(2)中国では、これまでの戸籍制度を維持しながら、高齢化国家になりつつある。都市農村間の大きな所得格差がある状態で、農村部で独居老人の問題などが存在している。(3)中国は徐々に緩和する方向に動き始めているが、一人っ子政策を行っている状態で人口高齢化が進みつつある。これは、中後年の人口比率を急速に高める。(4)中国の市場経済化の進展と社会経済のグローバル化が進む中、労働の流動性が高まり、家庭で高齢者を養うことが困難となってきた。(5)戸籍制度がある中で、高齢化は都市農村で同時に起こっている。ただし、農村の高齢化率が都市のそれよりも高い。

(14)

高齢者の増加は、年金保険に対する需要を増加させている。山東省では、社会保障補助支出が、2000 年の 16 億 953 万元から 2006 年の 64 億 5428 万元と 6 年間に 4 倍に増加して

いる。このような社会保障支出の大幅な増加は将来の基金の収支が赤字になり、財政負担が大きく増加し、困難な問題が生じる。加えて、老人ホームなどの施設に対する需要の増大、衛星医療サービスへの需要も拡大する。山東省では、2008年に都市・農村の平均医療費用は、それぞれ1230.18元、686.22元であり、都市高齢者の平均所得の21.8%に相当し、農村高齢者の所得の42%に相当する。このことは、医療費の社会負担が増大するだけでなく、個人の所得を考えた場合大きな負担になり、特に農村では、それが顕著である。(15)

6 中国高齢化の政策対応

中国の高齢化の問題で、農村の高齢者の問題が重大であることは、様々な研究者から指摘されている。2002年の中国共産党第16大会後に新しい農村年金保険事業の展開がみられるようになった。特に、各地区での農村年金保険制度確立のための模索を開始するようになった。2007年12月に北京市が、「北京市新型農村社会年金保険試行弁法」を發布し、新型農村社会年金保険制度を確立し、個人口座、基礎年金と結びつける制度モデルを実施し、個人負担の徴収、集団補助、財政補助を結合する方式を採用した。2008年10月には、中国共産党第17期第3回中央全体会議で、個人負担の徴収、集団補助、財政補助を結合する方式でもって新型農村社会年金保険制度を確立するとした。2009年3月に政府の工作報告の中で、新型農村社会年金保険制度の実験を全国の10%前後の地域で行うとしている。このように急速に、政府は農村における高齢者に対する社会保障問題に取り組みつつある。さらに、都市・農村の年金保険制度の一体化に向けて動きつつある。(16)

<注>

1) 蔡昉(2011)、44-53頁を参照。

2) 国家統計局人口和就業統計司(2012)、14-17頁を参照。 - 2) 包玉香(2012)、22-23頁を参照。

3) 田雪原(2009)、306-307頁を参照。王勝今、干瀟等(2012)5-6頁も同様の見解を示している。

4) United Nations(2011)、383頁、459頁を参照。

5) 蔡昉(2011)を参照。

6) 王勝今・干瀟等(2012)、6-7頁王勝今・干瀟等(2012)を参照。

7) 調査は、2008年10月に標本抽出によって選ばれた都市1500名、農村900名の訪問調査によって行われた。

8) 梁宏(2010)、45-49頁を参照。

9) 王化波、白心冰(2012)、222-225頁を参照。

10) 殷允杰(2012)、39-43頁、46-47頁を参照。

11) 王国軍(2011)、138-139頁を参照。

12) 曾煜(2011)、315-317頁を参照。

- 1 3) 包玉香 (2012) , 22-23 頁を参照。
1 4) 張秀蘭 (2012) , 173 - 174 頁を参照。
1 5) 包玉香 (2012) , 160-168 頁を参照。
1 6) 田雪原 (2013) , 323 - 325 頁を参照。

< 参考文献 >

中国語文献

張秀蘭、王振輝主編、『2011 中国社会福利發展報告』、北京師範大学出版社、北京、2012 年 5 月。

中国人口和計画生育年鑑社、『中国人口和計画生育年鑑、2013』中国人口和計画生育年鑑社、北京、2013 年 11 月。

広州老年学会編、『広州市老年人生活狀況調査』、中山大学出版社、広州、2010 年 5 月。

何文炯、楊一心、姚引妹、王先益、張翔、「浙江省老齡事業發展戰略研究總報告」、本研究課題組編著、『發展中的老年保障事業：制度与政策』（浙江省老齡事業發展戰略研究報告）浙江大学出版社、杭州、2013 年 5 月、1 - 21 頁。

華紅静、『農村社会保障問題研究 以東北農村為例』、吉林大学出版社、長春、2012 年 11 月。

国家統計局人口和就業統計司編、『2011 中国人口』、中国統計出版社、北京、2012 年 12 月。

梁宏、『社会分層視野下大城市老年人口的線損狀態 以広州市為例』、中山大学出版社、広州、2010 年 4 月。

包玉香、『人口老齡化对区域經濟發展的影響研究 以山東為例』、中国社会科学出版社、北京、2012 年 9 月。

徐佳、「体系構建篇」、張秀蘭、王振輝主編、『2011 中国社会福利發展報告』、北京師範大学出版社、北京、2012 年 5 月、141 - 246 頁。

本研究課題組編著、『發展中的老年保障事業：制度与政策』（浙江省老齡事業發展戰略研究報告）浙江大学出版社、杭州、2013 年 5 月。

田雪原、『中国人口政策 60 年』、中国科学出版社、北京、2009 年 9 月。

田雪原主編、『人口老齡化与“中等收入陷』、社会科学文献出版社、北京、2013 年 4 月。

蔡昉、「人口轉變如何影響未来經濟發展」、蔡昉主編、『人口与労働綠皮書 (2011)』、下編第二章、36 - 55 頁、社会科学文献出版社、北京、2011 年 8 月。

王化波、白心冰、「吉林省人口高齡化对消費影響的實証研究」、王勝今、干瀟主編、『中国人口老齡化問題研究』、吉林人民出版社、217-234 頁、2012 年 1 月

王国軍、『中国社会保障制度一体化研究』、科学出版社、北京、2011 年 5 月。

王勝今、干瀟主編、『中国人口老齡化問題研究』、吉林人民出版社、長春、2012 年 1 月。

曾煜編著、『社会保障』（修訂版）中国工人出版社、北京、2011 年 5 月。

殷允杰、『我国農村社会保障問題研究』、經濟管理、北京、2012 年 5 月。

英語文献

United Nations, *World Population Prospects -The 2010 Revision*, United Nations, New York, 2011.

東アジアにおける宗教と健康関連行動・意識

EASS2010 の比較分析

小島 宏（早稲田大学社会科学総合学術院）

はじめに

これまでわが国では宗教と健康ないし健康を近接要因とする死亡力の関係を扱った人口学的研究は東南アジアを対象とした筆者のもの（Kojima 2001）を除き、ほとんどなかったようである。2013年7月に筆者の共編により『世界の宗教と人口』（早瀬・小島 2013）と題された書物が刊行された。その第3章として「宗教と健康・死亡力」（林 2013）では世界、特にサハラ以南アフリカにおける両者の関係が実証的に分析されている。しかし、わが国では宗教と健康の関係は言うまでもなく、宗教と人口の関係について論じた人口学的研究はいまだに少ない。

欧米諸国では以前から宗教と健康の関係についての研究は比較的多く、特に高齢者に関するものが少なからずある（e.g., Schaie et al. 2004; Koenig and Lawson 2004）。最近では、*Handbook of Religion and Health* と題された分野別に研究動向を概観した書物の第2版（Koenig et al. 2012）が刊行されているし、Ellison and Hummer (2010)による米国での全国調査に基づく実証分析を集めた書物や Simmons(2008)による倫理的観点を扱った書物も刊行されている。また、各種の実証分析に基づく宗教性（スピリチュアリティ）と死亡力の関係についてのメタ分析（Chiba et al. 2009）もある。*Journal of Religion and Health* と題された雑誌も2013年に第52巻に達している。したがって、欧米では宗教と健康の関係についての研究分野が確立されていることは明らかであろう。しかし、それらの既存研究の多くは欧米社会におけるキリスト教ないしユダヤ教と健康の関係についての研究である。

他方、日本を含む東アジアに関する実証研究は比較的少ないし、無宗教の者も多く、宗教をもつ者でも仏教等の東洋の宗教が中心を占めるため、欧米の研究との比較が必ずしも容易でない。小島(2009)はEASS2006を用いて東アジアにおける就業と家族形成の関係に関する分析をしたことがあるし、小島(2011)では健康モジュールとしてのEASS2010を用いて日韓における健康と家族形成に関する予備的分析を行った。昨年の報告書（小島 2013a）ではEASS2010のマイクロデータを用いて東アジアにおける宗教と健康状態の関係についても予備的比較分析を行った。

筆者は以前から健康に関する実証研究は行ってきたし（e.g., 小島 1994, 1996, 1997, 1999, 2001, 2002, 2005, 2010b, 2011; Kojima 1997, 2005, 2006a, 2006b, 2006c, 2008）、近年は宗教関係の研究も増やしつつある（e.g., 小島 2000, 2010a, 2013b; Kojima 1999, 2001, 2006d, 2011, 2012）。宗教と健康の関係は両方の関心が交差する分野であるので、本稿ではEASS2010を用いて東アジア4カ国（中国、日本、韓国、台湾）の健康関連行動・意識の比較分析を行うことにした。

EASS2010 のマイクロデータは健康に関する情報が豊富であるし、国際比較調査であるため、宗教に関する設問も含まれていることから宗教の健康の諸側面に対する影響を検討することができる。ただし、2010 年調査では宗教に関する情報は限定されている。また、EASS2010 はそもそも横断面調査で因果関係の方向を確定するのが困難であるし、EASS2010 のマイクロデータが公開されたのが比較的最近であるため、現時点では予備的分析に留まらざるを得ない。昨年度の報告書（小島 2013a）では健康状態について分析を行ったが、本稿では東アジア 4 カ国における各種の健康関連行動・意識に関する年齢階級別差異のクロス集計の結果を示した後、健康関連行動・意識に関するカテゴリー変数を従属変数として、その関連要因の 2 項ロジット分析の結果を提示する。その際、標本規模があまり大きくない国もあり、出現頻度が低い従属変数も多いため、まずステップワイズ選択法による予備的な分析結果を示し、次に比較可能なモデルによる分析結果を示すことにする。また、高齢者における宗教の影響を明らかにするため、宗教と年齢の交差項の効果も検討する。

1. 既存研究

欧米では宗教と健康の関係を扱った国際比較研究は少なからずあるようである。例えば、Hank and Schaap (2008) は 2004 SHARE (Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe) のマイクロデータを用いてヨーロッパの高齢者における礼拝頻度と健康の関係についてのロジット分析を行っている。また、Braam et al. (2001) はヨーロッパの高齢者における抑うつ状態に対するマクロレベルとミクロレベルの宗教の影響について国際比較を行っている。しかし、東アジアにおいては宗教と健康の関係を扱ったものは少なく、宗教を含む各種属性と健康の関係について扱った比較研究として Yamaoka (2008) による日本、韓国、シンガポール、中国（5 地点）、台湾における 2002～2004 年の価値観調査の比較ロジット分析があるのみのものである。

日本の高齢者における宗教と健康の関係については Krause et al. (1999) による高齢者パネル調査のマイクロデータを用いた先駆的な研究がある。また、日本について高齢者に限定しない研究として、は宗教と健康（生活満足度）の関係に関する Roemer (2010) による JGSS-2000～JGSS-2003 と JGSS-2005 のプールドデータの分析がある。その他には全国標本調査を用いた分析はなさそうである。他方、台湾の高齢者における宗教と健康の関係については Yeager et al. (2006) による高齢者パネル調査のマイクロデータを用いた研究がある。高齢者に限定されないものとしては 2004 年の台湾社会変遷基本調査（TSCS）のマイクロデータを用いた Liu et al. (2011) による宗教性・スピリチュアリティとディストレスの関係についての重回帰分析や Liu et al. (2012) による宗教性と幸福感の関係についての重回帰分析がある。中国については高齢者パネル調査（CLHLS）に基づく宗教実践と疾病・死亡の関係について一連の研究がある（Brown and Tierney 2009, Zeng 2010, Zhang 2008, Zhang 2010）。韓国については宗教と抑うつ症の正の関係を見いだした Park et al. (2012) による分析の他はなさそうである。このように宗教と健康の間に負の関係を見出し、健康状態が悪いために宗教に頼るといふ因果関係が推定されるような研究もあるが、

正の関係を見出し、宗教が健康状態を良くするという因果関係が推定されるような研究もある。横断面調査のマイクロデータの分析では因果関係の方向について推定することが難しいがパネル調査のマイクロデータの分析ではある程度可能となる。

また、本稿で分析対象とする健康関連行動・意識のうちで喫煙、飲酒、社会的信頼感、幸福感、不安に対する宗教の影響については欧米で比較的多数の研究があるものの、東アジアではあまり多くない。伝統的医療（漢方等）の利用に関する研究はほとんどないようである。前述の Park et al. (2012) による韓国に関する分析では宗教が過剰な飲酒を抑制することが見出されているが、過剰な不安に対する有意な効果は見られなかった。しかし、プロテスタントでは過剰な飲酒が特に少なくなるものの、過剰な不安が有意に増える傾向が見出されたが、教義による可能性が示唆されている。また、カトリックでは抑うつ症の発生率が最も高いものの1回限りの発生が多く、再発率が有意に低いことも見出され、カトリシズムの治癒効果の可能性を示唆している。Kim (2012) のカナダにおける高齢の韓国移民に関する研究もプロテスタントの信仰が飲酒を抑制することを示している。しかし、Chen (2014) による 2010 年の TSCS のマイクロデータを用いた過度の喫煙・飲酒に関する分析は男女を一緒に分析していることもあるためか、宗教帰属の有意な効果を見いだすことができなかった。

他方、社会的信頼感については Berggren and Bjornskov (2011) による 2009 年 Gallup World Poll のマイクロデータを用いたアジア諸国を含む国際比較研究があり、仏教圏ではキリスト教圏等よりも社会的信頼感が高いことを見いだした。Tao (2008) は 1999 年の TSCS のマイクロデータを用いた分析でキリスト教徒であること自体が主観的ウェルビーイングを高めていることを見いだした。しかし、前述の Liu et al. (2012) は 2004 年の TSCS のマイクロデータを用いた分析から宗教帰属よりもむしろ宗教性が幸福感を高めていることを見いだした。また、前述の Brown and Tierney (2009) による中国高齢者の研究は、宗教参加と主観的ウェルビーイングの間には負の関係があり、女性よりも男性に対する影響が大きいことを見いだしている。林 (2012) はアジア太平洋地域における 2002 ~ 2004 年と 2010 年からの価値観調査の分析結果から「信仰無し」のほうが「低不安」であるとの関係がシンガポール・米国を除くほとんどの国・地域であることを見いだしている。なお、Shih et al. (2012) の 2001 年の台湾全国健康面接調査のマイクロデータを用いた漢方医療の利用に関する多変量解析の結果から見る限り、仏教徒の利用が多いようである。

他方、EASS を用いた健康に関する研究としては Hanibuchi et al. (2010) による EASS2006 のマイクロデータの分析があるが、社会経済的地位と主観的健康の関係を分析したもので、宗教は独立変数に含まれていない。日本の高齢者の幸福感に関する宍戸 (2007) や福田 (2008) による JGSS のマイクロデータの分析も同様である。EASS2010 のマイクロデータについては、各国の研究者による分析が着々と進められているはずであるが、まだ英文論文等の形で公表されていないものが多いため、宗教と健康の関係を扱った研究があるかどうかはわからない。なお、日本語では武内・岩井 (2013) が EASS2010 のマイクロデータで健康格差を分析しているし、JGSS-2010 のマイクロデータを用いた竹上 (2011) の将来の希望を含む Hopelessness と幸福感の分析や埴淵 (2012) の運動習慣の分析もあるが、宗教の影響については検討されていない。

2. データ・分析方法

本研究で用いるデータは 2010 年に日本、韓国、中国で実施され、2011 年に台湾で実施された EASS2010 (東アジア社会調査「健康モジュール」) のマイクロデータである。詳細についてはコードブック (大阪商業大学 JGSS 研究センター 2012) を参照されたい。この調査は各国の総合的社会調査 (CGSS、JGSS、KGSS、TSCS) の付帯調査として実施されたものである。日本では JGSS-2010 の付帯調査として留置票 B 票に組み込まれて実施された。台湾は調査実施年も異なるが、ISSP と同時実施したため、同一の設問が用いられていない場合もあるため、昨年度の報告書では台湾で同一の設問が用いられた設問のうち、次の 12 の健康状態に関する従属変数を用いた。それは「1) 主観的不健康」「2) 痛みによる支障なし」「3) いつもおだやか」「4) 全然落ち込まず」「5) 目標達成できず」「6) 週 1 回以上医者通い」「7) 慢性病あり」「7a) 高血圧」「7b) 糖尿病」「7c) 心血管疾患」「7d) 呼吸器疾患」「7e) その他慢性疾患」の 12 の 2 項カテゴリー変数であった。

しかし、本年度の報告書では健康関連行動・意識に焦点を合わせ、台湾で同一の設問が用いられた設問のうち、次の 12 の設問ないし下位設問に基づく従属変数を用いた (カッコ内は EASS2010 の変数番号・記号)。それは「1) 喫煙せず」(V26)、「2) 飲酒せず」(V28)、「3) 運動せず」(V29)、「4) 鍼・灸利用経験」(V46)、「5) 漢方薬利用経験」(V47)、「6) 指圧・マッサージ利用経験」(V48)、「7) 社会的信頼感」(V58)、「8) 不幸感」(happy)、「9) 将来希望なし」(V16)、「10) 老後身体能力懸念」(V72)、「11) 老後決断能力懸念」(V73)、「12) 老後財政能力懸念」(V74) の 12 の 2 項カテゴリー変数である。以下においては留置票 B 票の日本語の設問 (Q で始まる設問番号は JGSS のもの) を用いて各種変数について説明することにする。

「1) **喫煙せず**」については次の Q47-1 の設問で「2 以前は吸っていたがやめた」か「3 ほとんど/まったく 吸ったことはない」を選択した場合を 1 としてそれ以外の場合を 2 とした。

Q47-1 あなたは煙草 (タバコ) を吸いますか。

1 現在吸っている、2 以前は吸っていたがやめた、3 ほとんど/まったく 吸ったことはない

「2) **飲酒せず**」については次の Q48 の設問で「5 まったく飲まない」を選択した場合を 1 としてそれ以外の場合を 2 とした。

Q48 あなたは、どのくらいの頻度でお酒 (アルコール含有飲料) を飲みますか。

1 毎日、2 週に数回、3 月に数回、4 年に数回以下、5 まったく飲まない

「3) **運動せず**」については次の Q39 の設問で「5 まったくしていない」を選択した

場合を1としてそれ以外の場合を2とした。

Q48 あなたは、どのくらいの頻度で汗をかいたり、息が切れるような運動（20分以上）をしていますか。

- 1 毎日、2 週に数回、3 月に数回、4 年に数回以下、5 まったくしていない

「4）鍼・灸利用経験」「5）漢方薬利用経験」「6）指圧・マッサージ利用経験」については次の Q58 の下位設問で「1 はい」を選択した場合を1としてそれ以外の場合を2とした。

Q58 過去1年間に、あなたは以下の療法を受けたことがありますか。それぞれについてお答えください。

A 鍼・灸

- 1 はい、2 いいえ

B 漢方薬

- 1 はい、2 いいえ

C 指圧・マッサージ

- 1 はい、2 いいえ

「7）社会的信頼感」については次の Q63 の設問で「1 ほとんどの場合、信用できる」か「2 たいていは、信用できる」を選択した場合を1としてそれ以外の場合を2とした。

Q63 一般的に、人は信用できると思いますか。それとも、人と付き合うときには、できるだけ用心したほうがよいと思いますか。

- 1 ほとんどの場合、信用できる、2 たいていは、信用できる、3 たいていは、用心したほうがよい、4 ほとんどの場合、用心したほうがよい

「8）不幸福感」については次の Q13 の設問で「1 非常に幸せ」と「5 非常に不幸せ」とその間の等間隔の数字のうちで4と5を選択した場合を1としてそれ以外の場合を2とした。

Q13 全体として、あなたは、現在幸せですか。

非常に幸せ

非常に不幸せ

- 1 2 3 4 5
←----->

「9）将来希望なし」については次の Q41A の下位設問で「1 強く賛成」または「2 どちらかといえば賛成」を選択した場合を1としてそれ以外の場合を2とした。

Q41 あなたは以下のことについて、どう思いますか。ご自身についてお答えください。

A 私には将来の希望がもてず、物事がよい方向に行くとは考えられない

- 1 強く賛成、2 どちらかといえば賛成、3 どちらともいえない、4 どちらかといえば反対、5 強く反対

「10) 老後身体能力懸念」「11) 老後決断能力懸念」「12) 老後財政能力懸念」については次の Q74 の下位設問で「1 強く賛成」または「2 賛成」を選択した場合を 1 とし、それ以外の場合を 2 とした。

Q74 あなたは次の意見について、どう思いますか。

A 年をとるにつれて、自分で自分のことができなくなるのが心配だ

- 1 強く賛成、2 賛成、3 どちらともいえない、4 反対、5 強く反対

B 年をとるにつれて、自分のことを他の人に決めてもらわなくてはならなくなるのが心配だ

- 1 強く賛成、2 賛成、3 どちらともいえない、4 反対、5 強く反対

C 年をとるにつれて、他の人に経済的に依存しなくてはならなくなることは大きな不安だ

- 1 強く賛成、2 賛成、3 どちらともいえない、4 反対、5 強く反対

分析方法としてはクロス集計のほか、多変量解析として質的従属変数の分析では一般的に用いられる 2 項ロジットモデルを用いた。モデルの推定は SAS/LOGISTIC を用いて行われた。まず、以上の健康関連行動・意識に関する 12 個のカテゴリー変数を従属変数として、関連要因に関する予備的分析として 2 項ロジットモデルでステップワイズ選択を行った。その際に投入された独立変数は、部分的に重複するカテゴリーもあるが、年齢 10 歳階級 (20-29 歳、30-39 歳、40-49 歳、50-59 歳、60-69 歳、70 歳以上)、配偶関係 (有配偶、有配偶・同棲中、死別、離別・別居、未婚、同棲中)、宗教 (宗教あり、無宗教、カトリック、プロテスタント、キリスト教、イスラーム、仏教、他宗教)、宗教 (仏教、キリスト教、プロテスタント、カトリック、その他の宗教) と年齢 10 歳階級の交差項 (イスラームを除く)、居住地特性 (大都市、郊外、中小都市、農村)、日本の地域区分 (6 区分)、韓国の地域区分 (13 区分)、台湾の地域区分 (22 区分)、中国の地域区分 (6 大区分と 31 区分)、主観的帰属階層 10 区分 (上位 4 区分、下位 3 区分)、学歴 (小学校卒以下、中卒、中卒以下、高卒、短大卒、大卒以上)、世帯規模 (単独、1 人、2 人、3 人、4 人、5 人、6 人以上)、出生児数 (無子、1 子、2 子、3 子、4 子以上) であった。

次に、比較可能なモデルによる 2 項ロジット分析では人口学的、社会経済的属性や居住地の影響を統制するため、コントロール変数として年齢 10 歳階級、学歴 (小卒以下、中卒、高卒、短大卒、大卒以上)、主観的帰属階層 10 区分 (上位 4 区分、下位 3 区分)、居住地特性 (大都市、郊外、中小都市、農村) を用い、独立変数として宗教 (宗教あり、その他) と宗教と 60 歳代の年齢の交差項 (60~69 歳で宗教あり、その他) と 70 歳以上の年齢の交差項 (70 歳以上で宗教あり、その他) を用いた。

3 . 分析結果

(1) クロス集計結果

表1は12の従属変数の頻度の平均値(%表示)を男女年齢10歳階級別に示したものである。各質問や質問群の性格が異なるため、各国間の差異についての傾向を述べるのが難しい。また、年齢10歳階級別に見ても傾向を述べるのが難しいので、各従属変数について個別に見ていくことにする。

「1) 喫煙せず」は日本では男性65.0%、女性89.0%と男性での非喫煙率が最も高いため、男女差が比較的小さいが、台湾では男性34.0%、女性48.9%といずれの非喫煙率も4カ国で最も低いこともあり、男女差がさらに小さい。これに対して、韓国では男性47.4%、女性94.3%、中国では男性40.3%、女性94.8%と女性での非喫煙率がかなり高いため、男女差が大きい。したがって、女性での非喫煙率は台湾以外の3カ国で比較的近くなっている。日本、韓国、台湾では男女いずれにおいても年齢が高くなるにつれて非喫煙率が高まる傾向があるが、中国の男性では40歳代が底となり、中国の女性では年齢差が比較的小さいものの40歳代以降低下するようにも見える。

「2) 飲酒せず」は日本では男性16.0%、女性42.5%と非飲酒率が男性で最も低く、女性で台湾に続いて低いが、中国では男性36.0%、女性85.6%と男女いずれにおいても非飲酒率が最高であるとともに男女差も最大である。韓国では男性19.7%、女性43.7%で男女差は日本に近いが、台湾では男性20.8%、女性36.9%と男女差が最小である。しかし、男女いずれにおいても非飲酒率は中国以外の3カ国で比較的近い。日本、韓国、中国の男女と台湾の女性では年齢が高くなるにつれて非喫煙率が高まる傾向があるが、台湾の男性では40歳代が底になっている。

「3) 運動せず」も日本では男性31.2%、女性44.1%と比較的高いものの、男女差があまり大きくないようにみえる。しかし、男女いずれの水準も男性50.1%、女性54.9%の中国に次いで高く、男女差は男性21.5%、女性16.7%の韓国に次いで高い。台湾は男性16.7%、女性20.5%で男女いずれの水準も最低で、男女差も最小である。日本、韓国、台湾の男女と中国の女性では年齢が60歳代から70歳以上にかけて運動をしない者の割合が高まる傾向があるが、中国の男性では50歳代からの低下傾向が続いている。

「4) 鍼・灸利用経験」は日本では男性5.7%、女性5.9%と男女いずれも最低水準で、男女差も最小である。逆に、韓国では男性26.2%、女性38.4%と男女いずれも最高水準で、男女差も最大である。台湾では男性12.9%、女性17.1%、中国では男性10.6%、女性13.5%で日韓両国の中間に位置している。鍼・灸利用経験率は4カ国のいずれにおいても年齢とともに規則的に変動することはないものの、台湾の男性では低下傾向があるようにも見えるし、中国の女性では上昇傾向があるようにも見える。

「5) 漢方薬利用経験」は日本では男性8.3%、女性11.5%と鍼・灸利用経験と同様、男女いずれも最低水準で、男女差も最小である。しかし、鍼・灸利用経験で最高水準だった韓国では男性17.1%、女性25.1%と日本に次ぐ低水準となっている。台湾では男性20.2%、女性30.2%、中国では男性24.9%、女性30.3%と中国が男女とも最高水準にあるが、女性

の水準は台湾とほぼ同じである。また、漢方薬利用経験率は韓国と中国の男女いずれにおいても年齢が高くなるにつれて高まる傾向があり、日本でも 70 歳以上で上昇するが、台湾では 70 歳以上で低下する。

「6) 指圧・マッサージ利用経験」については鍼・灸利用経験と漢方薬利用経験とは逆に日本の水準が最も高く、男性 19.4%、女性 23.0%となっている。漢方薬利用経験とは逆に中国の男女（8.5%、9.5%）が最低水準となっている。韓国の男女（12.6%、19.6%）と台湾の男女（13.4%、16.7%）は日中両国の中間に位置している。台湾の男女いずれにおいても 30 歳代をピークとして年齢とともに指圧・マッサージ利用経験率が低下する傾向が見られるが、他の 3 カ国ではあまり規則的な傾向が見られない。以上の 6 つの従属変数については男性より女性の方が高いという傾向が 4 カ国に共通しており、最後の 3 つの従属変数についても同様であるが、次の 3 つの従属変数については不規則になっている。

「7) 社会的信頼感」は日本の水準が最も高く、男性 69.5%、女性 69.3%と男女差がほとんどないが、中国でも男性 66.3%、女性 68.1%と男女とも日本に並ぶ高水準を示しているものの、女性の方が若干高い。台湾では男性 35.8%、女性 35.9%といずれも最低水準を示したが、日本と同様、男女差がほとんどない。韓国では男性 45.0%、女性 40.0%と男性の方が高く、中国とは対照的である。中国の男性では年齢が高くなるにつれて社会的信頼感が高まる傾向があるが、台湾の男性では 30 歳代をピークとして年齢とともに低まる傾向が見られるし、台湾の女性では 70 歳以上で上昇するものの年齢とともに低まる傾向が見られる。

「8) 不幸福感」については 4 カ国の男女とも低水準で大差がないが、日本の男性 8.9%、女性 7.7%は中間的な水準である。韓国では男性 10.6%、女性 9.4%となっており、男性が最高水準となっているが、中国では男性 9.2%、女性 10.5%と女性が最高水準となっている。これに対して、台湾では男性 5.3%、女性 5.0%と男女とも最低水準である。したがって、中国のみで女性の水準の方が男性の水準より高い。韓国の女性では年齢が高くなるにつれて不幸福感が高まる傾向があるが、男性では 20 歳代、50 歳代、70 歳以上で高いという変則的な特徴が見られるし、台湾の男性でも目立たないものの同様な傾向が見られる。日本の男性でも 20 歳代で特に不幸福感が高いが、3 カ国の 20 歳代男性では進学・就職（韓国と台湾の場合は徴兵）に関連する不幸福感が共通しているのではないかとと思われる。

「9) 将来希望なし」の割合は総数では 4 カ国の男女とも 10%台で比較的低い。日本では男性 16.6%、女性 11.5%と中間的な水準であるが、韓国では男性で 16.4%、女性で 18.8%と女性が最高水準となっており、台湾では男性 18.2%、女性 17.5%と男性が最高水準になっている。中国では男性 11.8%、女性 10.5%でいずれも最低水準である。将来希望なしの割合についても日本の 20 歳代男性（27.4%）は他の年齢の男性と比べても、他の 3 カ国の 20 歳代の男性と比べても突出して高いが、他の 3 カ国の男女では年齢とともに高まる傾向が見られ、高齢者でむしろ高い。韓国の 70 歳以上の男性では 38.6%、女性では 49.5%と非常に高いが、台湾の 70 歳以上男女と中国の 70 歳以上男性でも 4 分の 1 前後と高い。

「10) 老後身体能力懸念」の割合については日本では男性 70.8%、女性 75.0%と男性は最高水準であるが、台湾では男性 64.6%、女性 77.3%と女性は最高水準である。韓国では男性 45.5%、女性 60.1%と男女とも最低水準で男女差が最大であるが、中国では男性

64.6%、女性 71.1%と台湾の水準に近い。老後身体能力懸念の割合は韓国と中国の女性では 70 歳以上で低下するものの年齢とともに高まる傾向が見られるが、台湾の男性では 30 歳代をピークとして年齢とともに低まる傾向が見られるし、韓国の男性でも大まかな上昇傾向が見られるし、台湾の女性でも大まかな低下傾向が見られる。

「11) 老後決断能力懸念」の割合については日本では男性 50.9%、女性 53.8%と男性は最高水準であるが、韓国では男性 34.3%、女性 45.7%と男女いずれも最低水準であり、老後身体能力懸念の場合と同様な傾向がある。台湾では男性 45.2%、女性 59.7%と女性は最高水準であるが、中国では男性 45.4%、女性 55.0%と台湾に近い水準を示している。男女差は日本で最小、台湾で最大である。老後決断能力懸念の割合は 40~60 歳代がピークの場合が多いが、年齢に伴う規則的な傾向が見られる訳ではない。

「12) 老後財政能力懸念」の割合については日本では男性 49.4%、女性 52.9%と男性は最高水準であるが、韓国では男性 38.8%、女性 50.6%と男女とも最低水準で、老後身体能力懸念と老後決断能力懸念と同様の傾向がある。台湾では男性 46.1%、女性 55.1%と中国に近い水準を示しているが、その中国では男性 48.3%、女性 56.6%と女性は最高水準である。男女差は日本で最小、韓国で最大である。老後財政能力懸念の割合は日本と台湾の男性では年齢とともに低下する傾向が見られるが、韓国の女性では 60 歳代まで上昇する傾向が見られる。

(2) 予備的ロジット分析結果

表 2a, 表 2b, 表 2c は EASS2010 のミクロデータに 2 項ロジットモデルを適用して健康関連行動・意識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。「モデル適合度の妥当性疑問」という警告が出た結果と宗教が有意な効果をもたない結果は掲載していない。高齢者も含むことから就労関連の変数をあえて除いたためか、年齢階級と宗教との交差項で有意な効果をもつ場合が多いし、文化的伝統や健康関連サービスの利用可能性を示すとも考えられる地方の効果も特に中国と台湾で頻繁に見られる。以下においては、それぞれの従属変数に対する宗教の影響を中心に各国間の類似点・相違点を検討することにしたい。

まず、表 2a 第 1 列の「1 喫煙せず」の関連要因について見ると、日本では男女いずれにおいても宗教が有意な効果をもたないことがわかる。また、日本以外の 3 カ国のうち女性で宗教が有意な効果をもつのは台湾のみで、50 歳代の無宗教者の女性の非喫煙率が低い（喫煙率が高い）が、これは表 1 で見たとおり、女性の非喫煙率が他の 3 カ国よりかなり低いためである。男性について見ると、韓国では 30 歳代の無宗教者と 20 歳代の宗教をもつ者で非喫煙率が低い。一見、矛盾するようにも見えるが、20 歳代では特定の宗教をもつ男性のみで喫煙率が高いのかもしれない。

台湾の男性では他宗教（仏教・キリスト教以外）をもつ者、40 歳代の無宗教者、70 歳以上のキリスト教徒で非喫煙率が低い。70 歳以上のキリスト教徒は日本統治時代から親がキリスト教徒であった可能性があるが、恵まれた階層であったため、若い頃からタバコをたしなむことができたのかもしれない。中国の男性ではプロテスタントで非喫煙率が高く、30 歳代の無宗教者で低い。プロテスタントは教義が喫煙抑制的なものかもしれない。また、イスラームについては年齢階級との交差項を投入していないことにもよるのか、ム

スリムが多い新疆ウイグル自治区では非喫煙率が低く、イスラームも喫煙抑制的である可能性がうかがわれる。なお、年齢階級は異なるが、3カ国で無宗教が喫煙促進である点が共通している。

表2a 第2列の「2) 飲酒せず」の関連要因については日本の女性のみにおいて宗教が有意な効果をもたず、日本の男性では60歳代の無宗教者で非飲酒率が高く（飲酒率が低く）やや意外であるが、韓国の女性や台湾・中国の男性でも類似の傾向が見られる。韓国の男性ではプロテスタントの非飲酒率が高く、韓国の女性でも同様であるが、これも教義が飲酒抑制的なためではないかと思われる。韓国の女性ではそのほか30歳代の無宗教者と50歳代の宗教をもつ者で非飲酒率が高い。

台湾の男性では無宗教者で非飲酒率が高く、40歳代の無宗教者で非飲酒率が低いが、台湾の女性でも50歳代の無宗教者で非飲酒率が低く、男性と類似の傾向が見られる。中国の男性では60歳代と70歳以上の無宗教者で非飲酒率が高いが、30歳代の無宗教者では非飲酒率が低く、年齢階級によって無宗教の影響が異なるが、年齢効果だけでなく、コーホート効果（最近のコーホートは若い頃から酒類にアクセスしやすい）にもよるのではないかと思われる。また、ムスリムが多い寧夏回教自治と新疆ウイグル自治区でも非飲酒率が高いが、これもイスラームが飲酒を禁じていることによるものと思われる。中国の女性では仏教徒で非飲酒率が低いが、世俗化しているためなのかもしれない。なお、喫煙と飲酒は部分的に類似する行動であるが、非喫煙と非飲酒のそれぞれに対する宗教の効果で一致しているのは台湾の男性における40歳代の無宗教の負の効果、台湾の女性における50歳代の無宗教の負の効果、中国の男性における30歳代の無宗教の負の効果のみであった。

表2a 第3列の「3) 運動せず」の関連要因については日本の女性と韓国・台湾の男性で宗教が有意な効果をもたない。日本の男性では50歳代の無宗教者が運動をしない傾向があるが、健康に無関心なのかもしれない。韓国の女性でも同様に60歳代の無宗教者で運動をしない傾向があるが、台湾の他宗教の女性でも運動をしない傾向がある。中国の男性では40歳代の無宗教者と50歳代の他宗教をもつ者で運動をしない傾向があり、類似した傾向を示している。中国の女性では60歳代のプロテスタントが運動をしない傾向がなく、教義が健康促進的である可能性が窺われる。なお、運動をしないことは喫煙・飲酒と同様に健康に悪影響がある可能性があることであるが、運動をしないことへの宗教の効果で喫煙・飲酒の場合と一致するものはない。

表2a 第4列の「4) 鍼・灸の利用経験」の関連要因については宗教が日本の男性と中国の女性では有意な効果をもたない。日本の女性では30歳代で宗教をもつ者と70歳以上で他宗教をもつ者で鍼・灸の利用経験率が高い。韓国の男性では宗教をもつ者、女性では仏教徒で高く、男女で類似した結果となっている。台湾でも同様に、男性では40歳代の仏教徒と30歳代の他宗教をもつ者、女性では仏教徒、50歳代の宗教をもつ者、20歳代のキリスト教徒で鍼・灸の利用経験率が高い。20歳代のキリスト教徒女性で利用経験率が高いのは意外であるが、社会階層と関連している可能性もある。中国の男性では宗教をもつ者で鍼・灸の利用経験率が高いが、これは他の国々の結果から予想される結果である。

表2b 第1列の「5) 漢方薬利用経験」の関連要因については韓国の男性では宗教が有意な効果をもたない。日本の男性では宗教をもつ者、20歳代の仏教徒、60歳代の他宗教

をもつ者で漢方薬利用経験率が高く、女性では 30 歳代の宗教をもつ者で高い。韓国の女性でも日本の男性の場合と同様、宗教をもつ者で高く、特に 50 歳代で高い。台湾の男性では日本の男性と事実上同様に、無宗教者で漢方薬利用経験率が低いが、日本の男性とは逆に 60 歳代の他宗教をもつ者でも低く、台湾の女性でも同様に無宗教者で低い。中国の男性では他の国々と同様、宗教をもつ者で漢方薬利用経験率が高いが、50 歳以上では無宗教の者でも高く、50 歳以上の男性では宗教の有無にかかわらず高いことを窺わせる。中国の女性の場合、中国の男性と事実上同様に、50 歳未満の無宗教者で漢方薬利用経験率が低いが、70 歳以上の無宗教者では高い。なお、各国で宗教をもつと漢方薬利用経験率が上昇することが直接的、間接的に示されているが、中国の高齢者の場合は逆の効果をもつ場合もあることも示されている。

表 2b 第 2 列の「6) 指圧・マッサージ利用経験」の関連要因については日本と中国の女性で宗教の有意な効果が見られない。日本の男性では 60 歳代の無宗教者で指圧・マッサージ利用経験率が低いが、韓国の男性では 50 歳代のキリスト教徒で高く、韓国の女性では宗教をもつ者で高い。台湾の男性では 40 歳代の宗教をもつ者で指圧・マッサージ利用経験率が高く、女性では仏教徒で高く、中国の男性では 20 歳代・30 歳代の仏教徒と 60 歳以上のプロテスタントで高い。韓国の 50 歳代の男性のキリスト教徒や中国の 60 歳以上の男性のプロテスタントで指圧・マッサージ利用経験率が高く、仏教徒でないのがやや意外であるが、社会階層の影響によるのかもしれない。

なお、鍼・灸利用経験、漢方薬利用経験、指圧・マッサージ利用経験は伝統的医療の利用に関するセットの質問に対する回答で共通するところがあるように思われるが、鍼・灸利用経験への宗教の効果のうちで漢方薬利用への宗教の効果と一致しているのは日本の女性における 30 歳代の宗教ありの正の効果と中国の男性における宗教ありの正の効果のみで、指圧・マッサージ利用経験への宗教の効果と一致しているのは台湾の男性における仏教の正の効果のみであった。また、漢方薬利用経験への宗教の効果のうちで指圧・マッサージ利用経験への宗教の効果と一致しているのは韓国の女性における宗教ありの正の効果のみであった。

表 2b 第 3 列の「7) 社会的信頼感」の関連要因については日本の男性では宗教の有意な効果が見られないが、女性では 70 歳以上の他宗教をもつ者で社会的信頼感が低い。韓国の男性では仏教徒で社会的信頼感が低く、女性では 70 歳以上の宗教をもつ者と 40 歳代のプロテスタントで高く、20 歳代の仏教徒で低い。台湾の男性では 30 歳代の無宗教者、女性では 40 歳代の無宗教者で社会的信頼感が高い。中国の男性では 30 歳代の他宗教をもつ者で社会的信頼感が低く、女性では 50 歳代の無宗教者で信頼感が高い。多くの場合、無宗教者で社会的信頼感が高く、なんらかの宗教をもつ者で低いという一見、直感に反する結果が出ている。逆の因果関係（社会的信頼感が低いため、入信する）の結果である可能性もあるが、それだけではないかもしれない（例えば、宗教をもつ者は自分と同じ宗教をもたない者を信頼しないかもしれない）。しかし、韓国の女性では 70 歳以上の宗教をもつ者と 40 歳代のプロテスタントで社会的信頼感が高いのは、宗教が社会的信頼感を高めているためかとも思われる。

表 2b 第 4 列の「8) 不幸福感」の関連要因については日本の男性と台湾の女性で宗教が有意な効果をもたない。日本の女性では 30 歳代の無宗教者が不幸福感をもたない傾向があ

る。韓国の男性ではプロテスタントは不幸福感をもたない傾向があるが、40 歳代の者のみはもつ傾向があり、女性では仏教徒と 70 歳以上の無宗教者が不幸福感をもつ傾向がある。台湾の男性では 20 歳代の仏教徒が不幸福感をもつ傾向がある。中国の男性では 70 歳以上のキリスト教徒が不幸福感をもつ傾向があるが、30 歳代の無宗教者はもたない傾向があり、女性では 40 歳代の無宗教者がもつ傾向がある。社会的信頼感の場合と同様、多くの場合、無宗教者で不幸福感が低く、なんらかの宗教をもつ者で高いという一見、直感に反する結果が出ている。逆の因果関係（不幸福感が高いため、入信する）の結果である可能性もあるが、それだけではないかもしれない。しかし、韓国の女性における 70 歳以上の無宗教者と中国の女性における 40 歳代の無宗教者で不幸福感が高いのは、宗教が不幸福感を低めているためかとも思われる。

表 2c 第 1 列の「9) 将来希望なし」の関連要因については日本と中国の女性で宗教が有意な効果をもたない。日本の男性では 40 歳代と 60 歳代の仏教徒で将来の希望がない割合が高く、韓国の男性でもやはり 60 歳代の仏教徒で割合が高いが、韓国の女性ではキリスト教徒と 70 歳以上の仏教徒で割合が低い。台湾の男性では 30 歳代の宗教をもつ者で将来の希望がない割合が低く、女性ではカトリックと 70 歳以上の無宗教者で高い。中国の男性では 20 歳代と 30 歳代の無宗教者で将来の希望がない割合が低い。社会的信頼感や不幸福感の場合と同様、日本の男性、韓国の男性、中国の男性では、無宗教者で将来の希望なしの割合が低く、なんらかの宗教をもつ者で高いという一見、直感に反する結果が出ている。逆の因果関係（将来の希望がないため、入信する）の結果である可能性もあるが、それだけではないかもしれない。しかし、韓国の女性と台湾の男女で期待通りの結果が出ているのは、宗教が将来の希望なしの割合を低めているためかとも思われる。なお、不幸福感と将来の希望がないことは部分的に類似する意識であるが、それぞれに対する宗教の効果で一致しているのは中国の男性における 30 歳代の無宗教の負の効果のみであった。

表 2c 第 2 ~ 4 列の「10) 老後身体能力懸念」「11) 老後決断能力懸念」「12) 老後財政能力懸念」は老後の懸念に関するセットの質問で宗教の効果で共通するものが少なからずあるが、宗教が有意な効果をもたない場合もあるので、個別に検討してからまとめて論じることにする。まず、「10) 老後身体能力懸念」の関連要因については韓国と中国の男性で宗教が有意な効果をもたない。日本の男性ではキリスト教徒で老後身体能力懸念の割合が低く、女性では 60 歳代の無宗教者で低いが、40 歳代の仏教徒で高い。韓国の女性では 40 歳代の無宗教者と 30 歳代の仏教徒で高い。台湾の男性では他宗教をもつ者、60 歳代の無宗教者、70 歳以上の無宗教者、70 歳以上の仏教徒で老後身体能力懸念の割合が低いが、女性では 30 歳代の宗教をもつ者で高く、男性の場合と同様、70 歳以上の無宗教者で低く、30 歳代のプロテスタントでも低い。中国の女性では仏教徒で老後身体能力懸念の割合が低いが、60 歳代の宗教をもつ者で高い。台湾の男女で 70 歳以上の無宗教の負の効果が一致していたが、日本の女性と台湾の男性でも 60 歳代の無宗教の負の効果が一致しているだけでなく、中国の女性における 60 歳代の宗教ありの正の効果とも類似している。

表 2c 第 3 列の「11) 老後決断能力懸念」の関連要因については日本の男性と台湾の女性で宗教の有意な効果が見られない。日本の女性では 40 歳代の仏教徒で老後決断能力懸念の割合が高い。韓国の男性では 50 歳代の仏教徒で老後決断能力懸念の割合が高く、30 歳代のキリスト教徒で低いが、韓国の女性では 40 歳代の無宗教者で高く、プロテスタン

トで低い。台湾の男性では 40 歳代の仏教徒で高く、70 歳以上の仏教徒で低いが、台湾の男性に対する効果のうちで前者は日本の女性における仏教の正の効果と共通であり、後者は台湾の男性における老後身体能力懸念と次の老後財政能力懸念に対する仏教の負の効果と共通である。中国の男性では 60 歳代の宗教をもつ者で老後決断能力懸念の割合が高く、70 歳以上の無宗教者で低く、女性では仏教徒で低いがこの仏教の効果は老後身体能力に対する効果と共通である。

表 2c 第 4 列の「12) 老後財政能力懸念」の関連要因については台湾の女性で宗教の有意な効果が見られない。日本の男性では 70 歳以上の仏教徒で老後財政能力懸念の割合が低く、女性では 40 歳代の仏教徒で高いが、40 歳代女性に対する仏教の正の効果は老後身体能力懸念と老後決断能力懸念の場合と共通である。韓国の男性では 40 歳代の無宗教者と 50 歳代の仏教徒で老後財政能力懸念の割合が高く、30 歳代のキリスト教徒で低いが、女性では 30 歳代のプロテスタントで低い。韓国の 50 歳代男性に対する仏教の正の効果と 30 歳代の男性に対するキリスト教の負の効果は老後決断能力懸念の場合と共通である。台湾の男性においては 30 歳代の仏教徒で老後財政能力懸念の割合が高く、70 歳以上の仏教徒で低いが、後者は日本の男性における仏教の負の効果と共通である。中国の男性では 70 歳以上の無宗教者で老後財政能力懸念の割合が低く、女性では他宗教をもつ者で高く、20 歳代の宗教をもつ者で低いが、男性に対する効果は老後決断能力に対する無宗教の負の効果と共通する。

老後身体能力懸念、老後決断能力懸念、老後財政能力懸念に対する宗教の影響が同国の同性で共通するだけでなく、それらの影響を含めて同じ懸念に対する宗教の影響が異なる国の同性・異性でも共通する場合が少なからずあることが見いだされた。また、日本、韓国、台湾におけるキリスト教や中国における仏教のように宗教が懸念をもつ割合を低めているという結果もみられるが、なんらかの宗教をもつ者で懸念をもつ者の割合が高く、無宗教者で低いという一見、直感に反する結果が出ている場合もある。逆の因果関係（懸念があるため、入信する）の結果である可能性もあるが、それだけではないかもしれない。例えば、中国の女性において新疆ウイグル自治区在住者の場合と同様、他宗教をもつ者で老後財政能力懸念の割合が高いのはムスリムの社会的な立場を反映している可能性もある。

(3) 比較可能なモデルによるロジット分析結果

日本、韓国、台湾、中国の男女における宗教の健康に対する影響を推定するため、年齢階級、学歴、階層帰属、居住地特性をコントロール変数とし、宗教をもつこととその年齢階級との交差項を独立変数とする比較可能なモデルによる 2 項ロジット分析の結果を国別、男女別に表 3 m/f ~ 表 6 m/f として示す。交差項については高齢者における宗教の健康に対する影響を明らかにするため、60 代と 70 歳以上の年齢階級に関するものに限定した。以下では 12 項目を従属変数とする分析結果を示すことにする。

1) 日本の男性に関する分析結果

表 3 m は日本の男性に関する分析結果であるが、「1) 喫煙せず」「11) 老後決断能力懸念」「12) 老後財政能力懸念」については宗教の主効果も交差項の効果も有意なものは見られない。まず、上段の「2) 飲酒せず」に関する分析結果を見ると、宗教は負の主効果をもち、宗教をもつ者は飲酒する可能性が高いことを示している。「3) 運動せず」に関す

る分析結果も「2) 飲酒せず」の場合と同様な宗教の負の主効果があり、宗教をもつ場合は運動する傾向があることを示すが、2つの交差項が弱い正の効果をもっており、60歳以上で宗教をもつ男性は運動しない傾向があることを示している。

「4) 鍼・灸利用経験」に対して宗教の主効果は有意でないが、「60～69歳で宗教あり」の交差項が弱い正の効果をもっており、60歳代の宗教をもつ者が鍼・灸を利用する傾向があることを示している。「5) 漢方薬利用経験」については実質的に60歳未満での「宗教あり」の影響を示す、宗教の主効果が大きく正で、60歳未満の宗教をもつ者が漢方薬を利用する傾向があることを示す一方、2つ交差項の比較的大きな負の効果があり、60歳以上の宗教をもつ者が漢方薬を利用しない傾向があることを示している。「6) 指圧・マッサージ利用経験」については鍼・灸利用経験に関する分析結果と同様、宗教の主効果が有意でないが、「60～69歳で宗教あり」の交差項が弱い正の効果をもっており、60歳代の宗教をもつ者が指圧・マッサージを利用する傾向があることを示している。

次に、下段の「7) 社会的信頼感」に関する分析結果を見ると、宗教が弱い正の主効果をもち、60歳未満の宗教をもつ者の社会的信頼感が高いことを示す一方、「60～69歳で宗教あり」の交差項が弱い負の効果をもっており、60歳代の宗教をもつ者で社会的信頼感が低いことを示している。「8) 不幸福感」については宗教が弱い負の主効果をもち、60歳未満の宗教をもつ者の不幸福感が低いことを示す一方、「70歳以上で宗教あり」の交差項が正の効果をもっており、70歳以上の宗教をもつ者で不幸福感が高いことを示している。「9) 将来希望なし」については鍼・灸利用経験や指圧・マッサージ利用経験に関する分析結果と同様、宗教の主効果が有意でないが、「60～69歳で宗教あり」の交差項が弱い正の効果をもっており、60歳代の宗教をもつ者で将来の希望がない傾向があることを示している。

「10) 老後身体能力懸念」については宗教が弱い負の主効果をもち、60歳未満の宗教をもつ者で懸念をもたない傾向があることを示す一方、「70歳以上で宗教あり」の交差項が正の効果をもっており、70歳以上の宗教をもつ者で懸念をもつ傾向があることを示している。

2) 日本の女性に関する分析結果

表3fは日本の女性に関する分析結果を示すが、男性と同様「1) 喫煙せず」と「11) 老後決断能力懸念」についてだけでなく、「2) 飲酒せず」「3) 運動せず」「8) 不幸福感」についても宗教の主効果も交差項の効果も有意なものは見られない。まず、上段の「4) 鍼・灸利用経験」に関する分析結果を見ると、宗教は正の主効果をもち、宗教をもつ者は鍼・灸を利用する可能性が高いことを示している。「5) 漢方薬利用経験」については実質的に60歳未満での「宗教あり」の影響を示す、宗教の主効果が大きく正で、60歳未満の宗教をもつ者が漢方薬を利用する傾向があることを示す一方、「70歳以上で宗教あり」の交差項の弱い負の効果があり、70歳以上の宗教をもつ者が漢方薬を利用しない傾向があることを示している。「6) 指圧・マッサージ利用経験」については宗教が弱い正の主効果をもち、60歳未満の宗教をもつ者が指圧・マッサージを利用する傾向があることを示す一方、「60～69歳で宗教あり」の交差項の弱い負の効果があり、60歳代の宗教をもつ者が利用しない傾向があることを示している。鍼・灸利用経験、漢方薬利用経験、指圧・マッサージ利用経験のいずれについても宗教の正の主効果は有意であるが、2つの交差項はいずれも負の符号をもつものの、「70歳以上で宗教あり」の交差項が有意になるのは漢方薬利用

経験についてのみで、「60～69歳で宗教あり」の交差項が有意になるのは指圧・マッサージ利用経験のみである。

次に、下段の「7) 社会的信頼感」に関する分析結果を見ると、宗教が弱い正の主効果を持ち、60歳未満の宗教をもつ者の社会的信頼感が高いことを示す一方、「70歳以上で宗教あり」の交差項の弱い負の効果があり、70歳以上の宗教をもつ者の社会的信頼感が低いことを示している。「9) 将来希望なし」については鍼・灸利用経験や指圧・マッサージ利用経験に関する分析結果と同様、宗教の主効果が有意でないが、「60～69歳で宗教あり」の交差項が弱い正の効果をもっており、60歳代の宗教をもつ者で将来の希望がない傾向があることを示している。

「10) 老後身体能力懸念」については「60～69歳で宗教あり」の交差項が弱い正の効果をもっており、60歳代の宗教をもつ者で懸念をもつ傾向があることを示している。

「12) 老後財政能力懸念」については「70歳以上で宗教あり」の交差項の弱い負の効果があり、70歳以上の宗教をもつ者で懸念をもたない傾向があることを示している。2つの懸念に対する宗教の影響で共通するものはないし、日本の男女間で宗教の懸念に対する影響が共通するものはない。また、宗教の懸念に対する影響のみならず日本の男女間で共通するものは少なく、漢方薬利用経験に対する宗教の正の主効果と「70歳以上で宗教あり」の交差項の負の効果のほか、社会的信頼感に対する宗教の正の主効果のみである。なお、「6) 指圧・マッサージ利用経験」に対する「60～69歳で宗教あり」の交差項の効果が男女で逆方向になっているのは興味深い。

3) 韓国の男性に関する分析結果

表4mは韓国の男性に関する分析結果を示すが、ケース数が少ないことによるのか、宗教をもつ者が多数派であることによるのか、宗教によって効果が異なることによるのか、あるいは高齢者が相対的に少ないことによるのか、日本と比べて「宗教あり」の主効果も「宗教あり」と年齢との交差項も有意な効果をもたない場合が多い。主効果のみが有意なものは「2) 飲酒せず」「4) 鍼・灸利用経験」「8) 不幸福感」で、交差項のみが有意なものは「9) 将来希望なし」である。そのうち「2) 飲酒せず」と「4) 鍼・灸利用経験」への宗教の主効果は正で、宗教をもつ者は非飲酒の傾向があったり、鍼・灸利用経験が多かったりすることを示すが、「8) 不幸福感」への宗教の主効果は負で、宗教をもつ者は不幸福感をもたない傾向があることを示す。「9) 将来希望なし」への「70歳以上で宗教あり」の交差項の弱い負の効果は、70歳以上の宗教をもつ者で将来の希望をもつ傾向があることを示している。

4) 韓国の女性に関する分析結果

表4fは韓国の女性に関するロジット分析の結果を示すが、男性と比べて主効果ないし交差項が有意な効果をもつ場合が多く、どちらも有意な効果をもたないのは「1) 喫煙せず」と「8) 不幸福感」についてのみである。しかし、男性の場合と同様、両者が有意な効果をもつものはない。そのうち「2) 飲酒せず」「4) 鍼・灸利用経験」「5) 漢方薬利用経験」への宗教の主効果は正で、宗教をもつ者は非飲酒の傾向があったり、鍼・灸利用経験や漢方薬利用経験があったりすることを示すが、「9) 将来希望なし」「11) 老後決断能力懸念」「12) 老後財政能力懸念」への宗教の主効果は負で、宗教をもつ者は将来の希望をもったり、老後決断能力や老後財政能力に懸念をもたなかったりする傾向があることを示

す。

「3) 運動せず」に関する分析結果は2つの交差項が負の効果をもっており、60歳以上で宗教をもつ高齢男性は運動する傾向があることを示している。「4) 鍼・灸利用経験」と「7) 社会的信頼感」については「70歳以上で宗教あり」の交差項の正の効果があり、70歳以上の宗教をもつ者の鍼・灸利用経験があったり、社会的信頼感が高かったりすることを示している。「10) 老後身体能力懸念」については「60~69歳で宗教あり」の交差項が弱い正の効果をもっており、60歳代の宗教をもつ者で懸念をもつ傾向があることを示している。韓国の男性の場合は宗教の主効果、交差項の効果が有意でない場合が多かったため、同種の従属変数に対する宗教の影響で共通するものはなかったが、女性の場合は漢方薬利用とマッサージ利用に対する正の主効果、「11) 老後決断能力懸念」と「12) 老後財政能力懸念」に対する負の主効果が共通する。また、同じ理由で、男女間で共通するのは「2) 飲酒せず」に対する宗教の正の主効果のみである。

5) 台湾の男性に関する分析結果

表5mは台湾の男性に関する分析結果を示すが、「3) 運動せず」「4) 鍼・灸利用経験」「6) 指圧・マッサージ利用経験」「12) 老後財政能力懸念」については宗教の主効果も交差項の効果も有意なものは見られない。まず、上段の「1) 喫煙せず」に関する分析結果を見ると、宗教は有意な主効果をもたないが、2つ交差項の比較的大きな負の効果があり、60歳以上の宗教をもつ者が喫煙する傾向があることを示している。「2) 飲酒せず」については宗教の負の主効果があり、宗教をもつ者は飲酒する傾向があることを示す。「5) 漢方薬利用経験」については宗教が正の主効果をもち、宗教をもつ者は漢方薬を利用する傾向があることを示す。

次に、下段の「7) 社会的信頼感」に関する分析結果を見ると、「70歳以上で宗教あり」の交差項の弱い正の効果があり、70歳以上の宗教をもつ者の社会的信頼感が高いことを示している。「8) 不幸福感」については「70歳以上で宗教あり」の交差項の大きな負の効果があり、70歳以上の宗教をもつ者の不幸福感が低いことを示している。「9) 将来希望なし」については実質的に60歳未満での「宗教あり」の影響を示す、宗教の主効果が負で、60歳未満の宗教をもつ者が将来の希望をもつ傾向があることを示す一方、「60~69歳で宗教あり」の交差項が弱い正の効果をもっており、60歳代の宗教をもつ者で将来の希望をもたない傾向があることを示している。「10) 老後身体能力懸念」についても宗教が弱い負の主効果をもち、60歳未満の宗教をもつ者が懸念をもたない傾向があることを示す一方、2つの交差項が正の効果をもっており、60歳以上の宗教をもつ者で懸念をもつ傾向があることを示している。「11) 老後決断能力懸念」については主効果が有意でなく、2つの交差項が弱い正の効果をもっており、60歳以上の宗教をもつ者で懸念をもつ傾向があることを示している。したがって、「10) 老後身体能力懸念」と「11) 老後決断能力懸念」の2つの交差項の効果は共通である。

6) 台湾の女性に関する分析結果

表5fは台湾の女性に関する分析結果を示すが、韓国の男性の場合と同様、「宗教あり」の主効果も「宗教あり」と年齢階級との交差項も有意な効果をもたない場合が多い。主効果のみが有意なものは「4) 鍼・灸利用経験」と「5) 漢方薬利用経験」で、交差項のみが有意なものは「9) 将来希望なし」と「10) 老後身体能力懸念」である。そのうち「4)

鍼・灸利用経験」と「5) 漢方薬利用経験」への宗教の主効果は正で、宗教をもつ者は鍼・灸や漢方薬の利用経験が多いことを示す。「9) 将来希望なし」と「10) 老後身体能力懸念」への「70 歳以上で宗教あり」の交差項の大きな負の効果は、70 歳以上の宗教をもつ者で将来の希望をもつ傾向があったり、老後身体能力への懸念がなかったりすることを示している。

台湾の女性の場合は宗教の主効果、交差項の効果が有意でない場合が多いため、同種の従属変数に対する宗教の影響で共通するものは「4) 鍼・灸利用経験」と「5) 漢方薬利用経験」への正の主効果しかないが、男性の場合も「10) 老後身体能力懸念」と「11) 老後決断能力懸念」に対する2つの交差項の正の効果のみが共通していた。また、同じ理由で、男女間で共通するのは「5) 漢方薬利用経験」に対する宗教の正の主効果のみである。なお、「10) 老後身体能力懸念」に対する「70 歳以上で宗教あり」の交差項の効果が男女で逆方向になっているのは興味深い。

7) 中国の男性に関する分析結果

表6mは中国の男性に関するロジット分析の結果を示すが、主効果ないし交差項が有意な効果をもつ場合が多く、どちらも有意な効果をもたないのは「1) 喫煙せず」と「12) 老後財政能力懸念」についてのみである。まず、上段の「2) 飲酒せず」に関する分析結果を見ると、実質的に60歳未満での「宗教あり」の影響を示す、宗教の主効果が正で、60歳未満の宗教をもつ者が喫煙しない傾向があることを示す一方、「70歳以上で宗教あり」の交差項の大きな負の効果があり、70歳以上の宗教をもつ者が喫煙する傾向があることを示している。「3) 運動せず」については、宗教が弱い負の主効果をもち、60歳未満の宗教をもつ者が運動する傾向があることを示す一方、「60~69歳で宗教あり」の交差項が弱い正の効果をもっており、60歳代の宗教をもつ者が運動しない傾向があることを示している。「4) 鍼・灸利用経験」「5) 漢方薬利用経験」「6) 指圧・マッサージ利用経験」への宗教の影響は共通であり、主効果は正であり、宗教をもつ者は鍼・灸や漢方薬の利用経験が多いことを示すが、2つの交差項の効果は有意でない。

次に、下段の「7) 社会的信頼感」に関する分析結果を見ると、宗教が弱い負の主効果をもち、60歳未満の宗教をもつ者で社会的信頼感が低いことを示す一方、「70歳以上で宗教あり」の交差項が弱い正の効果をもっており、60歳代の宗教をもつ者で社会的信頼感が高いことを示している。「8) 不幸福感」についても、宗教が弱い正の主効果をもち、60歳未満の宗教をもつ者で不幸福感が高いことを示す一方、「70歳以上で宗教あり」の交差項が弱い正の効果をもっており、70歳以上の宗教をもつ者でも不幸福感が高いことを示している。「9) 将来希望なし」については、宗教が弱い正の主効果のみをもち、宗教をもつ者で将来の希望をもたない傾向があることを示す。「10) 老後身体能力懸念」と「11) 老後決断能力懸念」に対する宗教の効果は共通であり、「60~69歳で宗教あり」の交差項が大きな正の効果をもっており、60歳代の宗教をもつ者で懸念をもつ傾向があることを示している。

8) 中国の女性に関する分析結果

表6fは中国の女性に関する分析結果を示すが、「宗教あり」の主効果も「宗教あり」と年齢との交差項も有意な効果をもたない場合が比較的多い。主効果のみが有意なものは「1) 喫煙せず」と「2) 飲酒せず」、交差項のみが有意なものは「4) 鍼・灸利用経験」

「10) 老後身体能力懸念」「11) 老後決断能力懸念」で、両者が有意なものは「5) 漢方薬利用経験」「7) 社会的信頼感」である。「1) 喫煙せず」と「2) 飲酒せず」のいずれにおいても宗教の負の主効果が共通であり、宗教をもつ者が喫煙したり、飲酒したりする傾向があることを示す。「4) 鍼・灸利用経験」については「60～69 歳で宗教あり」の交差項のみが大きな正の効果をもっており、60 歳代の宗教をもつ者で利用経験をもつ傾向があることを示している。しかし、「5) 漢方薬利用経験」については宗教が正の主効果をもち、60 歳未満の宗教をもつ者が利用経験をもつ傾向があることを示す一方、「70 歳以上で宗教あり」の交差項の大きな負の効果があり、70 歳以上の宗教をもつ者で利用経験をもたない傾向があることを示している。

次に、下段の「7) 社会的信頼感」に関する分析結果を見ると、宗教が負の主効果もち、60 歳未満の宗教をもつ者で社会的信頼感が低いことを示す一方、2つの交差項が正の効果をもっており、60 歳以上の宗教をもつ者で社会的信頼感が高いことを示している。「10) 老後身体能力懸念」と「11) 老後決断能力懸念」に対する宗教の効果は若干異なり、前者に対しては「60～69 歳で宗教あり」の交差項が弱い正の効果をもっており、60 歳代の宗教をもつ者で懸念をもつ傾向があることを示す一方、後者に対しては「70 歳以上で宗教あり」の交差項の弱い負の効果があり、70 歳以上の宗教をもつ者で懸念をもたない傾向があることを示している。

中国の女性の場合は宗教の主効果、交差項の効果が有意でない場合が比較的多かったため、同種の従属変数に対する宗教の影響で共通するものは「1) 喫煙せず」と「2) 飲酒せず」への負の主効果しかないが、男性の場合は「4) 鍼・灸利用経験」「5) 漢方薬利用経験」「6) 指圧・マッサージ利用経験」への宗教の正の主効果と、「10) 老後身体能力懸念」と「11) 老後決断能力懸念」に対する「60～69 歳で宗教あり」の交差項の正の効果は共通していた。また、男女間で共通するのは「5) 漢方薬利用経験」に対する宗教の正の主効果、「10) 老後身体能力懸念」に対する「60～69 歳で宗教あり」の交差項の正の効果である。なお、「2) 飲酒せず」に対する主効果が男女で逆方向になっているのは興味深い。

おわりに

本研究では EASS2010 (東アジア社会調査「健康モジュール」) のマイクロデータを用いて日本、韓国、台湾、中国の東アジア 4 カ国における健康関連行動・意識に対する宗教の影響の比較分析を行った。まず、4 カ国における各種の健康関連行動・意識に関する年齢階級別差異のクロス集計の結果を示した後、健康関連行動・意識に関するカテゴリー変数を従属変数として、その関連要因の 2 項ロジット分析の結果を提示した。その際、まずステップワイズ選択法による予備的な分析結果を示し、次に比較可能なモデルによる分析結果を示した。また、高齢者における宗教の健康関連行動・意識に対する影響を明らかにするため、前者の分析ではすべての年齢階級と主要宗教の交差項を導入し、後者の分析では宗教をもつことと 60 代および 70 歳以上の年齢階級の交差項を投入した。

クロス集計の結果から最初の 3 つの質問群の喫煙、飲酒、運動といった生活習慣に関

して日本は必ずしも他の3カ国よりも水準が高いということは見いだされず、男女とも飲酒に関してはもっとも頻度が高い方であった。中国の女性は喫煙、飲酒に関してはもっとも頻度が低い、これは所得やアクセスに関連している可能性もある。また、中国は運動についてはもっとも頻度が低い、これも同じ理由によるのかもしれない。台湾の女性の喫煙頻度が他の3カ国の女性よりもかなり高いが、喫煙は疾病・死亡の要因として最も重要なものである、台湾女性、特に高齢女性の喫煙行動の分析が他国の健康政策や高齢化対策にとっての政策的含意を得る上で重要となろう。また、韓国女性も70歳以上で急激に運動頻度が低下するが、韓国の高齢女性の分析結果から他国にとっての政策的含意が得られるかもしれない。しかし、宗教については政策の対象とはなりにくいので、学校教育や生涯教育を通じた健康教育やサービス・施設の利用を促進したり、健康保険・税制上の措置を実施したりするほかにないであろう。

次の質問群は鍼・灸、漢方薬、指圧・マッサージといった伝統的医療に関するもので、利用頻度が低く、女性の方が利用頻度が高いが、韓国での鍼・灸の利用と漢方薬利用、中国での漢方薬利用以外では年齢との関係もはっきりしない。これらの利用については所得やアクセスのほか文化的伝統が関係するものと思われるので、宗教の役割を考慮するような形で韓国と中国の高齢者の利用行動の分析結果から政策的含意を得られる可能性がある。

3番目の質問群は主観的ウェルビーイングに関連する社会的信頼感、不幸福感、将来希望なしである。そのうち、社会的信頼感は無宗教者が多い日本と中国で比較的高いが年齢とともにほぼ低下する台湾と上昇する中国以外では年齢との規則的な関係が見られない。これに対して後二者は水準が低い年齢による変動が大きい。日本と韓国の若年男性でいずれかが高いことも目に付くし、日本以外の3カ国の男女で高齢になるにつれていずれかが高くなるので、日本の高齢化対策に倣った政策的な対応が必要であるのかもしれない。また、日韓両国では若年者対策も必要かもしれない。韓国はOECD諸国の中で自殺率が最高であるので分析結果を生かせば健康政策、高齢化対策のみならず、自殺対策についての政策的含意も得られるのではないかと思われる。自殺対策については宗教の役割も十分に考慮する必要がある。

最後の質問群は老後身体能力懸念、老後決断能力懸念、老後財政能力懸念といった老後の懸念に関するもので、いずれも比較的高い水準で、女性の方が老後が長いためか高い。韓国での最初の2つの懸念の場合を除き、年齢が高まるにつれて必ずしも懸念をもつ者の割合が高まるわけではない。日本と台湾では老後財政能力懸念をもつ者の割合が年齢が高まるにつれて低まっているようにも見える。これが若年層・中年層の不安定就業や年金制度の持続可能性に関する懸念に基づくものとすれば、雇用対策や年金制度改革が必要となろう。しかし、懸念ないし不安感に宗教自体の影響を受けるはずなので、宗教を考慮した政策的対応についての含意を分析結果から得られる可能性がある。

ステップワイズ選択法による予備的な分析から宗教そのものないしその年齢階級との交差項が健康関連意識・行動に有意な効果をもたない場合が少なからずあることが見いだされた。また、有意な効果をもつ場合でも異なる宗教ないし無宗教が同時に異なる方向の影響を及ぼす場合もあり、また、影響の方向が既存研究や直観に反する場合もあり、横断面データであるために逆の因果関係を示している可能性もあり、結果全体をまとめるのが

難しい。他方、同じ宗教そのものないしその交差項が異なる性別や異なる国で同じ方向の影響を及ぼしている場合もあるし、逆の方向の効果を及ぼしている場合もある。高齢者を含むことから就労関連の変数をあえて除いたためか、年齢階級と宗教との交差項で有意な効果をもつ場合が多いし、文化的伝統や健康関連サービスの利用可能性を示すとも考えられる地方の効果も特に中国と台湾で頻繁に見られた。中国の女性ではイスラームの影響が地域の影響として表れていた可能性もある。いずれにしても予備的な分析であり、まとめも解釈も難しいため、ステップワイズ選択法の分析結果にはこれ以上触れず、以下では比較可能なモデルでの分析結果について詳しく論じる。

比較可能なモデルによる分析では宗教の健康関連行動・意識に対する影響を推定するため、年齢階級、学歴、階層帰属、居住地特性をコントロール変数とし、宗教があることとその60歳代70歳代の年齢階級との交差項を独立変数とした。宗教をもつ者が少数派である日本と中国でも意外に宗教の主効果ないし交差項が有意な効果をもつ場合が多かった。これは効果が異なる場合もある各種宗教を一括したことにもよる可能性がある。特に、宗教をもつ者が多数派である韓国と台湾では異なる宗教の影響の方向が異なるためであるかもしれない。また、韓国を除き、女性よりも男性で宗教関連変数の効果が有意である場合が多かった。韓国の男性で有意にならない傾向があるのは、表2a~2cで見たとおり、年齢階級によって異なる宗教だけでなく、同じ宗教の効果が異なるような場合が比較的多いためかもしれない。

宗教の主効果や交差項の有意な効果の符号が男女間、国家間で異なる場合も見られる。男女間で主効果の符号が異なるのは中国での非喫煙に対するものだけであるが、男女間で交差項の効果の符号が異なるのは日本での指圧・マッサージ利用経験に対するもの、台湾での老後身体能力懸念に対するもの、中国での非飲酒に対するものの3つがある。国家間で符号が異なるような事例は主効果よりも交差項の効果の方が多いので、主効果のみ列挙する。非飲酒に対する主効果は日本と台湾の男性と中国の女性で負であるが、韓国の男女と中国の男性では正である。社会的信頼感に対する宗教の主効果は日本の男女では正だが、中国の男女では負である。不幸福感に対する宗教の主効果は日本の男性では負であるが、中国の男性では正である。将来希望なしに対する宗教の主効果は韓国の女性と台湾の男性では負であるが、中国の男性では正である。国家間で2つの交差項の片方または両方の符号が異なる場合はさらに多いが、主効果と交差項の効果が逆転している場合も多く、宗教・年齢階級の主効果との関係も無視できないので省略する。

宗教の主効果と少なくとも片方の交差項の効果が逆転しており、高齢者と60歳未満の者に対する宗教の影響が異なるのは、日本の男性では運動せず、漢方薬利用経験、指圧・マッサージ利用経験、社会的信頼感、不幸福感、老後身体能力懸念に対するものがあり、日本の女性では漢方薬利用経験、指圧・マッサージ利用経験、社会的信頼感に対するものがある。逆転しているものは韓国の男女ではないし、台湾の男性では将来希望なしと老後身体能力懸念に対するものがあるものの、台湾の女性でもない。逆転しているものは中国の男性では飲酒せず、運動せず、社会的信頼感、不幸福感に対するものがあり、中国の女性では漢方薬利用経験と社会的信頼感に対するものがある。

韓国の男女と台湾の女性で高齢者と60歳未満の者への宗教の効果が異ならないのは両国で宗教をもつ者が多数派であり、老若男女が持っていることにもよると思われる。そう

でない場合は、高齢になって宗教をもつないし宗教性が高まることもあるのではないとも思われる。高齢者において宗教に依存すると健康関連意識・行動が良くなる場合も悪くなる場合あるようである。しかし、健康状態が悪いため宗教に依存して健康関連意識・行動が変動するという逆方向の因果関係を反映している場合もあるようである。これは横断面データの分析であるため、やむを得ない面もある。

以上における4カ国比較分析の結果、宗教をはじめとして男女間で効果の方向が共通する変数、国家間で効果の方向が共通する変数があることが示された。社会経済的地位を反映する可能性があるような宗教の効果が共通してみられる場合もあった。また、特に台湾と中国では地方（地域区分）に関する変数が意外に大きな効果をもっていることも示された。地方の変数は地域間の社会経済的、文化的格差を反映している可能性だけでなく、地域間の健康関連サービス（伝統的医療も含む）の供給に関する格差を反映している可能性があることも窺われた。

今後の実証研究での課題としては地方別の分析、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。また、各種健康状態や健康関連行動・意識について別個の分析を行うのではなく、複合指標の検討も必要であろう。さらに、今回の分析で従属変数とした生活習慣行動は健康状態を説明する際の独立変数ないしコントロール変数として用いられることも多いので、それらを独立変数として組み込んだモデルも必要となろう。同時に、健康関連サービス利用の前提にもなりうる医療機関のアクセシビリティを示すような指標の影響についても分析を行う必要がある。

Acknowledgements:

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

文献

- Berggren, Noclas, and Christian Bjornskov (2011) “Is the Importance of Religion in Daily Life Related to Social Trust? Cross-Country and Cross-State Comparisons.” *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol.80, pp.450-480.
- Braam, A. W. et al. (2001) “Religion as a Cross-Cultural Determinants of Depression in Elderly Europeans: Results from EURODEP collaboration.” *Psychological Medicine*, Vol.31, No.5, pp.803-814,
- Brown, Philip H., and Brian Tierney (2009) “Religion and Subjective Well-Being among the Elderly in China.” *Journal of Socio-Economics*, Vol.38, pp.310-319.
- Chen, Chiang-Ming (2014) “The Influence of Religions Affiliation on Heavy Drinking, Heavy Smoking and Heavy Betel Nut Chewing.” *Addictive Behaviors*, Vol.39, 362-364.
- Chiba, Yoichi, Andrew Steptoe and Lynda H. Powell (2009) “Religiosity/Spirituality and Mortality.” *Psychotherapy and Psychosomatics*, Vol.78, pp.81-90.

- Ellison, Christopher G., and Robert A. Hummer, eds. (2010) *Religion, Families and Health: Population-Based Research in the United States*. New Brunswick, Rutgers University Press.
- 福田節也(2008)「高齢者の生活と福祉」兼清弘之・安藏伸治編著『人口減少時代の社会保障』原書房, pp.45-73.
- Hanibuchi, Tomoya, Tomoki Nakaya and Chiyoe Murata (2010) “Socio-Economic Status and Self-Rated Health in East Asia: a comparison of China, Japan, South Korea and Taiwan.” *European Journal of Public Health*, Vol.22, No.1, pp.47-52.
- Hank, Karsten, and Barbara Schaan (2008) “Cross-National Variations in Correlation Between Frequency of Prayer and Health among Older Europeans.” *Research on Aging*, Vol.30, No.1, pp.35-54.
- 埴淵 知哉(2012)「近隣の身体活動環境と運動習慣の関連 - JGSS-2010 による分析 - 」大阪商業大学 JGSS 研究センター編『日本版総合的社会調査共同拠点 研究論文集』〔12〕大阪商業大学 JGSS 研究センター, pp.1-10.
- 早瀬保子・小島宏編(2013)『世界の宗教と人口』(人口学ライブラリー 13) 原書房.
- 林文(2012)「社会的不安感と宗教意識に関するアジア・太平洋地域の国際比較」『日本行動計量学会大会発表論文抄録集』40, pp.373-374.
- 林玲子(2013)「宗教と健康・死亡率」早瀬保子・小島宏編『世界の宗教と人口』原書房, pp.63-85.
- Kim, Wooksoo (2012) “How Gender and Religion Influence Alcohol Use in Elderly Korean Immigrants.” *Journal of Applied Gerontology*, Vol.31, No.2, pp.173-192.
- Koenig, Harold G., Dana E. King and Verna Benner Carson (2012) *Handbook of Religion and Health*, Second Edition. New York, Oxford University Press.
- Koenig, Harold G., and Douglas M. Lawson with Malcolm McConnell (2004) *Faith and the Future: Healthcare, Aging, and the Role of Religion*. West Conshohocken, Templeton Press.
- 小島宏(1994)「タイ人口保健調査に基づく人口・環境問題の予備的分析」厚生省人口問題研究所編『開発途上国における人口増加が地球環境問題に及ぼす影響に関する予備的研究報告書』厚生省人口問題研究所, pp.85-105.
- 小島宏(1996)「アジア 3 カ国における人口学的行動の環境関連規定要因 - - 人口保健調査の比較分析 - - 」厚生省人口問題研究所編『開発途上国における人口増加と地球環境問題の相互関連に関する基礎研究 研究成果論文集 I 』厚生省人口問題研究所, pp.299-317.
- Kojima, Hiroshi(1997) "Environmental Determinants of Demographic and Health Behaviors in Asian Countries." 厚生省人口問題研究所編『開発途上国における人口増加と地球環境問題の相互関連に関する基礎研究 研究成果論文集 』厚生省人口問題研究所, pp.17-35.
- Kojima, Hiroshi (1999)"Sustainable Urbanization, Women's Status and Religion in Southeast Asia: An Overview ” 国立社会保障・人口問題研究所編『東南アジアにおける持続可能な都市化, 女性の地位, 宗教』国立社会保障・人口問題研究所(研究資料第 296 号), pp.1-18.
- 小島宏(1999)「中東諸国における健康の環境関連規定要因」『人口問題研究』第 55 巻第 2

- 号, pp.59-71.
- 小島宏(2000)「イスラームと出生政策 宗教指導者の役割を考える」『人口と開発』, 第73号, pp.10-17.
- 小島宏(2001)「東南アジア都市における環境と健康」『日本経済政策学会年報』49, pp.108-111.
- Kojima, Hiroshi (2001)"Sustainable Urbanization and Religion in Southeast Asia." *Global Environmental Research*, Vol.5, No.1, pp.73-83.
- 小島宏(2002)「家族と健康と適応」国立社会保障人口問題研究所編『国際移動者の社会的統合に関する研究 最終報告書』国立社会保障・人口問題研究所(人口問題研究資料第305号), pp.105-137.
- 小島宏(2005)「アレルギー疾患の規定要因 - - JGSS-2002 の予備的分析と探索的コンテクスチュアル分析 - -」大阪商業大学比較地域研究所編『日本版 General Social Surveys 研究論文集[4]JGSS で見た日本人の意識と行動』大阪商業大学比較地域研究所 pp.47-77.
- Kojima, Hiroshi (2005) "Return Migration of Japanese Managers and Their Health," *Korean Journal of Industrial Relations*, Vol.15, No.2, pp.35-65.
- Kojima, Hiroshi (2006a), "Foreign Workers and Health Insurance in Japan: The Case of Japanese Brazilians," *The Japanese Journal of Population* (<http://www.ipss.go.jp/index-e.htm>), Vol.4, No.1, pp.78-92.
- Kojima, Hiroshi (2006b) "Contextual Analysis of Allergies in Japan, Drawing on the JGSS-2002 and the PRTR Macro-Data," A. F. Militino et al. (eds.), *International Workshop on Spatio-Temporal Modelling (METMA3)*, Pamplona, Spain, 27th, 28th, and 29th September 2006, Instituto de Estadística de Navarra, pp.197-201.
- Kojima, Hiroshi (2006c) "Déterminants environnementaux de la santé infantile et maternelle dans les pays asiatiques," Association Internationale des Démographes de Langue Française (AIDELF) (éd.), *Enfants d'aujourd'hui: diversité des contextes, pluralité des parcours*, Paris : AIDELF/PUF, pp.768-778.
- Kojima, Hiroshi (2006d) "A Comparative Analysis of Fertility-Related Attitudes in Japan, Korea and Taiwan," *F-GENS Journal (Ochanomizu University)*, No.5, pp.324-336.
- Kojima, Hiroshi (2008) "Gendered Determinants of Allergies in Japanese Families," *Waseda Studies in Social Sciences* (『早稲田社会科学総合研究』), Vol.9, No.2 (December 25), pp.65-81 (in English).
- 小島宏(2009)「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.47-73.
- 小島宏(2010a)「中東・北アフリカ: イスラームと人口」早瀬保子・大淵寛編『世界主要国・地域の人口問題』原書房, pp.127-159.
- 小島宏(2010b)「外国からの移動と健康 第6回『人口移動調査』(2006年)の分析結果を中心に」『人口問題研究』, 第66巻第3号, pp.50-79.
- 小島宏(2011)「日韓における健康と家族形成 EASS2010 の比較分析」日本家族社会学会第21回大会 未婚化-2(2011年9月10日、甲南大学)報告.

- Kojima, Hiroshi (2011) "Religion and Attitudes toward Family Policies in Japan, South Korea and Singapore," *Waseda Studies in Social Sciences* (『早稲田社会科学総合研究』), Vol.12, No.2, pp.23-48 (in English).
- Kojima, Hiroshi (2012) "Differences in Demographic Behaviors between Muslims and Non-Muslims in a Non-Muslim Society: A Case Study of Singapore." FUKAMI Naoko and SATO Shohei (eds.), *Islam and Multiculturalism: Between Norms and Forms*, JSPS Asia and Africa Science and Platform Program, Tokyo: Organization for Islamic Area Studies, Waseda University, pp.63-70.
- 小島宏(2013a)「東アジアにおける宗教と健康 EASS2010 の比較分析」鈴木透編『東アジア低出生力国における人口高齢化の展望と対策に関する国際比較研究』厚生労働科学研究費補助金地球規模保健課題推進研究事業 平成 24 年度総括報告書, pp.91-115.
- 小島宏(2013b)「世界の宗教別人口のデータと将来推計」早瀬保子・小島宏編『世界の宗教と人口』原書房, pp.1-29.
- Krause, N., B. Ingersoll-Dayton, J. Liang and H. Sugisawa (1999) "Religion, Social Support, and Health among the Japanese Elderly." *Journal of Health and Social Behavior*, Vol.40, No.4, pp.405-421.
- Liu, Eric Y., Harold G. Koenig and Dedon Wei (2012) "Discovering a Blissful Island: Religious Involvement and Happiness in Taiwan." *Sociology of Religion*, Vol.73, No.1, pp.46-68.
- Liu, Eric Y., Scott Schieman and Sung Joon Jang (2011) "Religiousness, Spirituality, and Psychological Distress in Taiwan." *Review of Religious Research*, Vol.53, No.2, pp.137-159.
- 大阪商業大学 JGSS 研究センター(2012) *East Asian Social Survey, EASS 2010 Health Module Codebook*. 大阪商業大学 JGSS 研究センター.
- Park, Jong-Ik, Jin Pyo Hong, Sublin Park and Maeng-Je Cho (2012) "The Relationship between Religion and Mental Disorders in a Korean Population." *Social Psychiatry*, Vol.9, No.1, pp.29-35.
- Roemer, Michael K. (2010) "Religion and Subjective Well-Being in Japan." *Review of Religious Research*, Vol.51, No.4, pp.411-427.
- Shaie, K. Warner, Neal Krause and Alan Booth, eds. (2004) *Religious Influences on Health and Well-Being in the Elderly*. New York, Springer.
- Shih, Chun-Chuan, Chien-Chang Liao, Yi-Chang Su, Chin-Chuan Tsai and Jaung-Geng Lin (2012) "Gender Differences in Traditional Chinese Medicine Use among Adults in Taiwan." *PLoS ONE*, Vol.7, No.4, pp.1-7.
- 宍戸邦章(2007)「高齢期における幸福感規定要因の男女差について：JGSS-2000/2001 統合データに基づく検討」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『日本版 General Social Survey 研究論文集』〔6〕大阪商業大学比較地域研究所, pp.45-56.
- Simmons, Paul D. (2008) *Faith and Health: Religion, Science and Public Health*. Macon, Mercer University Press.
- 竹上 未紗(2011)「Hopelessness と健康関連 QOL の関連 JGSS-2010 に基づく分析」大阪商業大学 JGSS 研究センター編『日本版総合的社会調査共同拠点 研究論文

- 集』〔11〕大阪商業大学 JGSS 研究センター, pp.1-12.
- 武内智彦・岩井紀子(2013)「東アジアにおける社会経済的属性と健康格差 EASS2010 健康モジュールを用いた比較」大阪商業大学 JGSS 研究センター編『日本版総合的社会調査共同拠点 研究論文集』〔13〕大阪商業大学 JGSS 研究センター, pp.81-92.
- Tao, Hung-Lin (2008) “What Makes Devout Christians Happier? Evidence from Taiwan.” *Applied Economics*, Vol.40, pp.905-919.
- Yamamoto, Kazue (2008) “Social Capital and Health and Well-being in East Asia: A population-based study.” *Social Science and Medicine*, Vol.66, No.4, pp.885-899.
- Yeager, D. M., D. A. Gleib, M. Au, H.-S. Lin, R.P. Sloan, and M. Weinstein (2006) “Religious Involvement and Health Outcomes among Older Persons in Taiwan.” *Social Science and Medicine*, Vol.63, pp.2228-2241.
- Zeng, Yi., Danan Gu and Linda K. George (2011) “Association of Religious Participation With Mortality Among Chinese Old Adults.” *Research on Aging*, Vol.33, No.1, pp.58-83.
- Zhang, Wei (2008) “Religious Participation and Mortality Risk Among the Oldest Old in China.” *Journal of Gerontology: Social Sciences*, Vol.63B, No.5, pp.S293-S297.
- Zhang, Wei (2010) “Religious Participation, Gender Differences, and Cognitive Impairment among the Oldest-Old in China.” *Journal of Aging Research*, Vol.2010, pp.1-10.

表 1 東アジア4カ国の男女における年齢階級別健康関連行動・意識 (%)												
国 男女 年齢階級	1)喫煙せ ず	2)飲酒せ ず	3)運動せ ず	4)鍼・灸利 用経験	5)漢方薬 利用経験	6)指圧・ マッサージ 利用経験	7)社会的 信頼感	8)不幸感	9)将来希 望なし	10)老後身 体能力懸 念	11)老後決 断能力懸 念	12)老後財 政能力懸 念
日本												
男性	65.0%	16.0%	31.2%	5.7%	8.3%	19.4%	69.5%	8.9%	16.6%	70.8%	50.9%	49.4%
(N)	1154	1154	1154	1154	1154	1154	1154	1154	1154	1154	1154	1154
20-29歳	54.7%	8.5%	16.0%	4.7%	4.7%	11.3%	60.4%	15.1%	27.4%	65.1%	53.8%	61.3%
30-39歳	52.0%	12.9%	25.1%	6.4%	8.2%	26.3%	65.5%	8.8%	14.0%	71.9%	52.6%	57.3%
40-49歳	56.2%	11.8%	17.8%	6.5%	7.7%	23.1%	69.8%	7.1%	17.2%	75.1%	48.5%	58.6%
50-59歳	58.9%	13.2%	37.6%	4.6%	5.1%	20.8%	77.2%	9.1%	14.7%	68.5%	45.2%	50.8%
60-69歳	68.7%	16.4%	33.6%	5.3%	7.6%	15.3%	71.0%	9.9%	16.0%	72.1%	53.8%	43.9%
70歳以上	85.1%	26.1%	43.4%	6.4%	13.7%	18.9%	68.3%	6.4%	15.7%	69.9%	51.4%	37.3%
女性	89.0%	42.5%	44.1%	5.9%	11.5%	23.0%	69.3%	7.7%	11.5%	75.0%	53.8%	52.9%
(N)	1342	1342	1342	1342	1342	1342	1342	1342	1342	1342	1342	1342
20-29歳	80.0%	18.5%	33.1%	3.1%	9.2%	23.1%	71.5%	8.5%	12.3%	71.5%	47.7%	62.3%
30-39歳	84.8%	30.5%	41.9%	8.1%	16.7%	28.6%	75.2%	5.2%	8.6%	76.7%	46.2%	59.5%
40-49歳	85.5%	29.5%	37.2%	4.3%	7.7%	23.5%	76.5%	9.0%	11.5%	79.5%	59.8%	67.5%
50-59歳	89.6%	37.2%	43.7%	6.9%	11.7%	23.8%	74.5%	8.2%	10.0%	77.5%	55.8%	52.8%
60-69歳	91.4%	53.2%	41.4%	6.1%	11.2%	20.1%	66.9%	8.3%	13.3%	70.1%	52.2%	38.5%
70歳以上	97.3%	69.1%	61.0%	5.8%	12.4%	20.5%	54.8%	7.3%	12.7%	74.1%	57.5%	45.2%
韓国												
男性	47.4%	19.7%	21.1%	26.2%	17.1%	12.6%	45.0%	10.6%	16.4%	45.5%	34.3%	36.8%
(N)	725	725	725	725	725	725	725	725	725	725	725	725
20-29歳	45.0%	8.4%	9.2%	18.3%	13.0%	9.9%	44.3%	13.0%	3.8%	32.1%	20.6%	29.0%
30-39歳	38.6%	12.0%	15.1%	23.5%	15.7%	10.2%	44.6%	6.6%	8.4%	31.9%	27.1%	28.3%
40-49歳	39.6%	17.1%	14.6%	32.3%	17.7%	17.7%	47.0%	7.3%	10.4%	43.9%	36.0%	41.5%
50-59歳	54.4%	22.8%	24.6%	27.2%	14.0%	12.3%	43.0%	17.5%	25.4%	60.5%	46.5%	46.5%
60-69歳	63.6%	28.6%	29.9%	27.3%	20.8%	10.4%	46.8%	9.1%	35.1%	59.7%	42.9%	39.0%
70歳以上	61.4%	51.4%	55.7%	28.6%	27.1%	12.9%	45.7%	14.3%	38.6%	65.7%	42.9%	41.4%
女性	94.3%	43.7%	34.8%	38.4%	25.1%	19.6%	40.0%	9.4%	18.8%	60.1%	45.7%	50.6%
(N)	808	808	808	808	808	808	808	808	808	808	808	808
20-29歳	92.6%	17.4%	20.7%	27.3%	18.2%	14.9%	28.9%	6.6%	5.0%	34.7%	30.6%	43.0%
30-39歳	89.2%	34.8%	27.5%	29.9%	19.6%	17.2%	36.3%	7.4%	5.3%	39.2%	39.2%	46.6%
40-49歳	94.9%	33.7%	29.6%	35.7%	27.0%	20.4%	54.1%	6.1%	12.8%	60.2%	49.5%	51.5%
50-59歳	100.0%	51.4%	25.7%	44.8%	31.4%	23.8%	32.4%	9.5%	25.7%	70.5%	53.3%	54.3%
60-69歳	98.7%	73.4%	49.4%	58.2%	27.8%	25.3%	38.0%	15.2%	36.7%	84.8%	62.0%	62.0%
70歳以上	96.0%	82.8%	76.8%	51.5%	32.3%	19.2%	42.4%	19.2%	49.5%	74.7%	54.5%	54.5%
台湾												
男性	34.0%	20.8%	16.7%	12.9%	20.2%	13.4%	35.8%	5.3%	18.2%	64.6%	45.2%	46.1%
(N)	1047	1047	1047	1047	1047	1047	1047	1047	1047	1047	1047	1047
20-29歳	39.6%	20.3%	4.7%	19.8%	22.9%	19.8%	44.8%	5.7%	10.9%	68.2%	49.0%	58.3%
30-39歳	33.2%	19.5%	11.7%	17.1%	22.9%	22.4%	48.8%	3.9%	12.2%	70.2%	54.6%	58.0%
40-49歳	23.2%	13.3%	16.6%	12.7%	21.0%	12.7%	36.5%	4.4%	17.7%	67.4%	50.3%	48.6%
50-59歳	32.5%	18.8%	23.9%	12.2%	22.8%	9.6%	29.4%	7.1%	20.8%	64.5%	41.6%	39.1%
60-69歳	30.9%	22.3%	17.3%	5.8%	15.8%	5.8%	26.6%	4.3%	25.9%	56.8%	36.7%	35.3%
70歳以上	47.4%	35.3%	30.8%	5.3%	11.3%	4.5%	21.1%	6.8%	27.1%	54.9%	32.3%	28.6%
女性	48.9%	36.9%	20.5%	17.1%	30.2%	16.7%	35.9%	5.0%	17.5%	77.3%	59.7%	55.1%
(N)	1087	1087	1087	1087	1087	1087	1087	1087	1087	1087	1087	1087
20-29歳	44.2%	24.9%	10.2%	19.3%	36.5%	23.4%	49.2%	6.1%	8.6%	79.2%	68.5%	63.5%
30-39歳	49.7%	33.5%	17.3%	18.4%	31.8%	23.5%	43.0%	1.7%	9.5%	80.4%	65.4%	61.5%
40-49歳	46.7%	36.4%	20.9%	15.1%	26.2%	16.4%	42.2%	4.9%	14.7%	78.7%	61.3%	61.3%
50-59歳	47.5%	36.9%	23.5%	23.5%	30.2%	13.4%	27.4%	5.0%	25.1%	81.0%	65.4%	56.4%
60-69歳	54.9%	45.1%	23.1%	16.5%	33.0%	13.2%	19.2%	6.6%	24.7%	73.1%	47.8%	39.6%
70歳以上	52.8%	49.6%	32.8%	7.2%	20.8%	6.4%	29.6%	5.6%	26.4%	68.0%	44.0%	42.4%
中国												
男性	40.3%	36.0%	50.1%	10.6%	24.9%	8.5%	66.3%	9.2%	11.8%	64.6%	45.4%	48.3%
(N)	1838	1838	1838	1838	1838	1838	1838	1838	1838	1838	1838	1838
20-29歳	49.6%	30.3%	35.5%	10.3%	15.0%	11.1%	59.0%	6.8%	5.6%	44.9%	29.1%	40.6%
30-39歳	36.2%	26.7%	48.7%	9.2%	19.3%	10.7%	61.7%	5.3%	5.3%	65.6%	45.1%	44.8%
40-49歳	32.4%	33.1%	56.2%	11.9%	21.9%	8.3%	61.7%	11.2%	10.7%	67.8%	48.1%	55.0%
50-59歳	34.8%	35.6%	53.0%	10.3%	28.8%	7.4%	70.4%	11.9%	14.2%	66.2%	47.8%	49.6%
60-69歳	49.8%	44.5%	50.6%	10.6%	33.1%	6.1%	72.2%	9.5%	15.6%	73.0%	53.2%	52.9%
70歳以上	53.1%	55.9%	49.7%	10.7%	36.2%	7.9%	78.5%	7.9%	23.7%	65.0%	44.1%	39.0%
女性	94.8%	85.6%	54.9%	13.5%	30.3%	9.5%	68.1%	10.5%	10.5%	71.1%	55.0%	56.6%
(N)	1964	1964	1964	1964	1964	1964	1964	1964	1964	1964	1964	1964
20-29歳	94.6%	76.6%	46.7%	7.3%	18.8%	11.1%	64.8%	6.1%	3.1%	60.5%	45.6%	47.1%
30-39歳	95.8%	84.5%	53.6%	11.0%	24.4%	7.0%	63.3%	9.2%	8.2%	69.1%	49.4%	59.9%
40-49歳	95.0%	84.5%	57.7%	14.3%	28.0%	9.1%	67.2%	13.3%	11.3%	73.0%	59.6%	60.0%
50-59歳	94.9%	88.8%	54.5%	16.0%	37.7%	9.6%	70.3%	12.0%	11.8%	75.7%	57.0%	58.8%
60-69歳	94.2%	89.2%	51.3%	16.7%	36.7%	12.5%	69.2%	11.3%	13.3%	74.6%	60.0%	56.7%
70歳以上	93.2%	92.1%	67.0%	16.2%	42.4%	9.9%	79.6%	7.9%	17.8%	71.2%	57.6%	49.2%
(資料)	EASS2010マイクロデータ											

表2a	東アジア4カ国の男女における健康の関連要因				
国	性別	1)喫煙せず	2)飲酒せず	3)運動せず	4)鍼・灸利用経験
日本	男性		70歳以上(+) 有配偶・同棲中(-) 60-69歳無宗教(+)	20-29歳(-) 40-49歳(-) 死別(+) 50-59歳無宗教(+) 上位階層(-) 中卒以下(+) 1子(-)	
	女性				30-39歳宗教あり(+) 70歳以上他宗教(+)
韓国	男性	40-49歳(-) 仏教(-) 30-39歳無宗教(-) 20-29歳宗教あり(-) 高卒(-) 3子(+)	40-49歳(+) 50-59歳(+) 60-69歳(+) 70歳以上(+) プロテスタント(+)		宗教あり(+) 江原道(+) 3子(+)
	女性		60-69歳(+) 70歳以上(+) 未婚(-) プロテスタント(+) 30-39歳無宗教(+) 50-59歳宗教あり(+) ソウル特別市(-) 3子(+)	70歳以上(+) 60-69歳無宗教(+) ソウル特別市(-) 大邱広域市(-) 小卒以下(+) 無子(-)	有配偶(+) 離別・別居(+) 仏教(+) 光州広域市(-) 小卒以下(+)
台湾	男性	70歳以上(+) 他宗教(-) 40-49歳無宗教(-) 70歳以上キリスト教(-) 大卒以上(+) 2人世帯(-)	70歳以上(+) 死別(+) 無宗教(+) 40-49歳無宗教(-) 台北市(-)		20-29歳(+) 40-49歳仏教(+) 30-39歳他宗教(+) 農村居住(-) 桃園県(-)
	女性	50-59歳無宗教(-) 嘉義市(-)	50-59歳無宗教(-) 台北市(-) 嘉義市(-) 屏東県(-) 中卒以下(+) 無子(-)	他宗教(+) 郊外居住(+) 苗栗県(+) 南投県(-) 上位階層(-) 中卒以下(+)	仏教(+) 50-59歳宗教あり(+) 20-29歳キリスト教(+) 基隆市(-) 台中市(+) 台南市(+) 小卒以下(-)
中国	男性	40-49歳(-) 50-59歳(-) プロテスタント(+) 30-39歳無宗教(-) 西南部(-) 陝西省(-) 内モンゴル自治区(-) 江蘇省(-) 甘肅省(-) 新疆ウイグル自治区(+) 大卒以上(+)	30-39歳無宗教(-) 60-69歳無宗教(+) 70歳以上無宗教(+) 福建省(-) 寧夏回族自治区(+) 新疆ウイグル自治区(+) 下位階層(+) 1子(-)	離別・別居(+) 40-49歳無宗教(+) 50-59歳他宗教(+) 農村居住(+) 華東地方(-) 中南部(-) 北京市(-) 天津市(-) 山東省(+) 湖北省(+) 四川省(-) チベット自治区(-) 甘肅省(+) 下位階層(+) 小卒以下(+) 中卒以下(+) 高卒(+)	宗教あり(+) 北京市(+) 天津市(+) 陝西省(+) 黒竜江省(+) 上海市(+) チベット自治区(+)
	女性		20-29歳(-) 仏教(-) 天津市(-) 浙江省(-) 福建省(-) 江西省(-) 貴州省(-) チベット自治区(-) 中卒以下(+) 高卒(+)	50-59歳(-) 60-69歳(-) 60-69歳プロテスタント(-) 農村居住(+) 北京市(-) 浙江省(-) 福建省(-) 広西チワン族自治区(+) 四川省(-) チベット自治区(-) 新疆ウイグル自治区(+) 下位階層(+) 小卒以下(+) 中卒以下(+) 高卒(+)	
(資料)	EASS2010マイクロデータ				
(注)	(+)正の有意な効果、(-)負の有意な効果				

表 2b 東アジア4カ国の男女における健康の関連要因 (続き1)				
国	5)漢方薬利用経験	6)指圧・マッサージ利用経験	7)社会的信頼感	8)不幸感
日本				
男性	70歳以上(+) 宗教あり(+) 20-29歳仏教(+) 60-69歳他宗教(+) 関東(-)	30-39歳(+) 有配偶・同棲中(+) 60-69歳無宗教(-) 大都市居住(+) 近畿(+)		
女性	30-39歳宗教あり(+)		70歳以上(-) 70歳以上他宗教(-) 下位階層(-) 高卒(-) 2人世帯(-)	30-39歳無宗教(-) 下位階層(+) 3人世帯(+)
韓国				
男性		40-49歳(+) 50-59歳キリスト教(+)	離別・別居(-) 仏教(-) 大都市居住(+) 全羅道(+) 上位階層(+) 小卒以下(+)	50-59歳(+) 有配偶・同棲中(-) プロテスタント(-) 40-49歳プロテスタント(+) 下位階層(+) 中卒以下(+)
女性	宗教あり(+) 50-59歳宗教あり(+) 短大卒(-)	宗教あり(+) 釜山広域市(-) 短大卒(-)	40-49歳(+) 70歳以上宗教あり(+) 20-29歳仏教(-) 40-49歳プロテスタント(+) 江原道(-) 済州道(+) 大卒以上(+)	仏教(+) 70歳以上無宗教(+) 下位階層(+) 小卒以下(+)
台湾				
男性	無宗教(-) 60-69歳他宗教(-) 雲林県(+) 5人世帯(+) 4子以上(-)	20-29歳(+) 30-39歳(+) 有配偶(+) 40-49歳宗教あり(+) 台南市(-)	30-39歳無宗教(+) 上位階層(+) 小卒以下(-) 大卒(+)	離別・別居(+) 20-29歳仏教(+) 高雄市(+) 下位階層(+) 小卒以下(+) 短大卒(+)
女性	未婚(+) 無宗教(-) 農村居住(-) 基隆市(-) 苗栗県(+) 台中市(+) 彰化県(+)	仏教(+) 農村居住(-) 基隆市(-) 中卒以下(-) 5人世帯(-)	70歳以上(+) 40-49歳無宗教(+) 台北市(+) 南投県(+) 嘉義県(+) 中卒以下(-) 高卒(-)	
中国				
男性	宗教あり(+) 50-59歳無宗教(+) 60-69歳無宗教(+) 70歳以上無宗教(+) 東北部(-) 西南部(+) 西北部(+) 北京市(+) 福建省(+) 広東省(+) 貴州省(-) 無子(-)	20-29歳仏教(+) 30-39歳仏教(+) 60-69歳プロテスタント(+) 70歳以上プロテスタント(+) 農村居住(-) 北京市(+) 上海市(+) 山東省(+) 広東省(+) 小卒以下(-) 中卒以下(-) 4人世帯(+)	20-29歳(-) 30-39歳(-) 40-49歳(-) 離別・別居(-) 30-39歳他宗教(-) 吉林省(+) チベット自治区(-) 青海省(-) 下位階層(-) 中卒(-) 4子以上(+)	20-29歳(-) 離別・別居(+) 未婚(+) 同棲中(+) 30-39歳無宗教(-) 70歳以上キリスト教(+) 山東省(-) 河南省(-) 新疆ウイグル自治区(+) 下位階層(+) 小卒以下(+) 4子以上(-)
女性	20-29歳無宗教(-) 30-39歳無宗教(-) 40-49歳無宗教(-) 70歳以上無宗教(+) 中小都市居住(-) 華北地方(+) 中南部(+) 西南部(+) 陝西省(+) 黒竜江省(+) 広東省(+) 重慶市(+) 貴州省(-) 甘肅省(+) 上位階層(+) 2人世帯(+) 6人世帯(+)		70歳以上(+) 死別(+) 50-59歳無宗教(+) 農村居住(+) 天津市(-) 陝西省(+) 四川省(+) 貴州省(-) チベット自治区(-) 寧夏回族自治区(-) 上位階層(+) 下位階層(-) 中卒(-)	70歳以上(-) 有配偶(-) 未婚(-) 40-49歳無宗教(+) 中小都市居住(+) 東北部(-) 江西省(+) 貴州省(+) 雲南省(+) 下位階層(+) 小卒以下(+)
(資料)	EASS2010ミクロデータ			
(注)	(+)正の有意な効果、(-)負の有意な効果			

表2c 東アジア4カ国の男女における健康の関連要因(続き2)					
国	性別	9)将来希望なし	10)老後身体能力懸念	11)老後決断能力懸念	12)老後財政能力懸念
日本	男性	未婚(+) 40-49歳仏教(+) 60-69歳仏教(+) 中卒以下(+) 4子以上(+)	キリスト教(-) 高卒(-) 2人世帯(-)		40-49歳(+) 70歳以上仏教(-) 中卒(+) 2人世帯(-) 無子(+) 3子(-)
	女性		60-69歳無宗教(-) 40-49歳仏教(+) 近畿(-) 九州(-) 下位階層(-)	30-39歳(-) 40-49歳仏教(+)	60-69歳(-) 死別(-) 40-49歳仏教(+) 上位階層(-) 下位階層(+)
韓国	男性	60-69歳仏教(+) 蔚山(+) 上位階層(+) 下位階層(+) 中卒以下(+) 2人世帯(+) 無子(-)		20-29歳(-) 50-59歳仏教(+) 30-39歳キリスト教(-) 農村居住(+) 中卒以下(+) 1人世帯(-) 5人世帯(-)	死別(-) 40-49歳無宗教(+) 50-59歳仏教(+) 30-39歳キリスト教(-) 大邱広域市(+) 下位階層(+) 中卒以下(+)
	女性	30-39歳(-) 70歳以上(+) キリスト教(-) 70歳以上仏教(-) 下位階層(+) 中卒以下(+) 高卒(+)	70歳以上(-) 未婚(-) 40-49歳無宗教(+) 30-39歳仏教(+) 小卒以下(+) 中卒以下(+) 2人世帯(+) 4子以上(+)	70歳以上(-) 未婚(-) プロテスタント(-) 40-49歳無宗教(+) 忠清道(+) 中卒以下(+) 2人世帯(+) 4子以上(+)	離別・別居(+) 30-39歳プロテスタント(-) 全羅道(-) 下位階層(+) 小卒以下(+) 1人世帯(-)
台湾	男性	30-39歳宗教あり(-) 桃園県(+) 台南市(+) 高雄市(+) 上位階層(-) 下位階層(+) 小卒以下(+) 大卒以上(-) 2人世帯(+)	他宗教(-) 60-69歳無宗教(-) 70歳以上無宗教(-) 70歳以上仏教(-) 農村居住(-) 宜蘭県(-)	30-39歳(+) 離別・別居(-) 未婚(+) 40-49歳仏教(+) 70歳以上仏教(-) 農村居住(-) 屏東県(+) 下位階層(+)	未婚(+) 30-39歳宗教あり(+) 70歳以上仏教(-) 基隆市(+) 嘉義市(+) 高雄市(+) 下位階層(+)
	女性	離別・別居(+) カトリック(+) 70歳以上無宗教(+) 下位階層(+) 大卒以上(-)	死別(-) 30-39歳宗教あり(+) 70歳以上無宗教(-) 30-39歳プロテスタント(-) 雲林県(-) 嘉義県(-) 花蓮県(-) 上位階層(-)		
中国	男性	20-29歳無宗教(-) 30-39歳無宗教(-) 青海省(+) 下位階層(+) 小卒以下(+) 1人世帯(+) 4子以上(+)		20-29歳(-) 70歳以上無宗教(-) 60-69歳宗教あり(+) 安徽省(+) 雲南省(+) 下位階層(+) 小卒以下(+)	70歳以上無宗教(-) 大都市居住(-) 農村居住(+) 華東地方(-) 四川省(-) 下位階層(+) 小卒以下(+) 中卒以下(+)
	女性		未婚(-) 仏教(-) 60-69歳宗教あり(+) 河北省(-) 黒竜江省(+) チベット自治区(+) 下位階層(+) 中卒以下(+) 2人世帯(+)	20-29歳(-) 30-39歳(-) 仏教(-) 大都市(-) 河北省(-) 黒竜江省(+) 安徽省(+) 湖北省(-) チベット自治区(+) 新疆ウイグル自治区(+) 下位階層(+) 中卒以下(+)	70歳以上(-) 他宗教(+) 20-29歳宗教あり(-) 農村居住(+) 吉林省(+) 黒竜江省(+) 上海市(-) 福建省(-) 河南省(+) 湖北省(+) チベット自治区(+) 新疆ウイグル自治区(+) 下位階層(+) 中卒以下(+)
(資料)	EASS2010マイクロデータ				
(注)	(+)正の有意な効果、(-)負の有意な効果				

表3m		日本の男性における健康関連行動・意識の関連要因：2項ロジット分析結果					
独立変数		日本男性					
カテゴリー	1)喫煙せず	2)飲酒せず	3)運動せず	4)鍼・灸利用経験	5)漢方薬利用経験	6)指圧・マッサージ利用経験	
定数項	-0.0849	-2.2437 ***	-1.5367 ***	-3.0889 ***	-2.9691 ***	-2.2478 ***	
年齢階級							
30-39歳	-0.1206	0.4788	0.5690 #	0.2902	0.4665	1.0026 **	
40-49歳	0.0483	0.4593	0.1993	0.3359	0.1334	0.8652 *	
50-59歳	0.2199	0.5083	1.1660 ***	-0.0144	-0.4383	0.7864 *	
60-69歳	0.7988 **	0.7808 #	0.6579 *	-0.2915	0.4368	0.1126	
70歳以上	1.6754 ***	1.0650 *	1.0376 **	0.1864	0.8839 &	0.6969 #	
学歴							
小卒以下	-0.0099	0.8429 #	-0.0082	-0.2870	0.9670 #	-0.2362	
中卒	0.0087	0.1852	0.7397 ***	0.2943	0.2676	0.1353	
短大卒	0.4010 #	-0.6785 #	-0.1613	0.4624	-0.1925	0.4911 #	
大卒以上	0.7547 ***	-0.4885 *	-0.3267 #	-0.3321	-0.3822 &	0.2338	
階層帰属							
上位階層	0.2032	-0.2325	-0.3959 #	0.1399	0.5245 #	-0.0239	
下位階層	-0.3779 *	0.2104	0.1929	-1.0275 *	-0.5669 &	-0.4121 #	
居住地特性							
大都市	-0.1023	0.1222	0.0320	-0.1983	0.3007	0.8427 *	
郊外	-0.1201	0.4971 *	0.2147	0.6470 #	-0.8117 *	0.1283	
農村	-0.1036	0.0684	0.0506	0.2038	-0.2502	0.0289	
宗教							
あり	0.1738	-0.4277 &	-0.4747 *	-0.0066	1.5712 ***	-0.0205	
宗教×年齢							
60-69歳あり	-0.1811	-0.2676	0.5588 &	0.9280 &	-1.0142 #	0.7080 #	
70歳以上あり	0.0410	0.4529	0.5975 #	0.2477	-1.0345 *	0.0011	
N	1154	1154	1154	1154	1154	1154	
LLR	121.0743 ***	55.2262 ***	97.5196 ***	16.8554	54.4234 ***	34.2538 **	
d.f.	17	17	17	17	17	17	
独立変数		日本男性					
カテゴリー	7)社会的信頼感	8)不幸感	9)将来希望なし	10)老後身体能力懸念	11)老後決断能力懸念	12)老後財政能力懸念	
定数項	0.4913 *	-1.6970 ***	-1.0013 ***	0.4716 #	0.1308	0.2679	
年齢階級							
30-39歳	0.1835	-0.6063 &	-0.8289 **	0.3444 &	-0.0455	-0.1630	
40-49歳	0.3314	-0.8294 *	-0.5436 #	0.5624 *	-0.1875	-0.0624	
50-59歳	0.7447 **	-0.5876 &	-0.7837 *	0.2117	-0.3235 &	-0.4079 &	
60-69歳	0.6339 *	-0.7437 #	-1.1562 ***	0.2755	-0.0549	-0.8277 **	
70歳以上	0.5028 #	-2.1600 ***	-0.8919 **	0.0688	-0.0499	-1.0318 ***	
学歴							
小卒以下	-0.1000	1.2147 &	0.7103	-0.2925	-0.1900	0.1847	
中卒	-0.3240 #	0.6851 *	0.5748 *	0.4634 *	0.2358 &	0.6584 ***	
短大卒	0.1872	0.0795	-0.0837	0.0901	0.1064	0.3249 &	
大卒以上	-0.0327	-0.2783	0.0121	0.4018 *	0.0252	0.1872	
階層帰属							
上位階層	0.0556	-0.4763	-0.0320	-0.2169	0.0030	-0.2453	
下位階層	-0.3135 #	1.1661 ***	0.3003 &	0.1056	0.0194	0.1970	
居住地特性							
大都市	-0.0165	-0.5519	0.2610	0.0875	0.1590	0.3540	
郊外	-0.1581	0.1085	-0.0981	-0.1015	-0.0764	0.1280	
農村	-0.0205	-0.4346 #	-0.0627	0.0797	0.0206	0.0854	
宗教							
あり	0.3499 &	-0.5141 &	-0.2305	-0.2909 &	-0.1406	-0.1628	
宗教×年齢							
60-69歳あり	-0.4920 &	0.1901	0.9487 *	0.2520	0.1414	0.1676	
70歳以上あり	-0.4258	1.7247 *	0.0156	0.5063 &	-0.0692	-0.0570	
N	1154	1154	1154	1154	1154	1154	
LLR	24.0592 &	63.8671 ***	26.6386 #	18.6032	8.6737	56.0692 ***	
d.f.	17	17	17	17	17	17	
(資料)	EASS2010ミクロデータ						
(注)	& p < 0.20, # p < 0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001						

表3f		日本の女性における健康関連行動・意識の関連要因：2項ロジット分析結果					
独立変数		日本女性					
カテゴリー	1)喫煙せず	2)飲酒せず	3)運動せず	4)鍼・灸利用経験	5)漢方薬利用経験	6)指圧・マッサージ利用経験	
定数項	1.2729 ***	-1.1852 ***	-0.7646 ***	-3.8247	-2.5399 ***	-1.3558 ***	
年齢階級							
30-39歳	0.5589 #	0.5789 *	0.3850 &	1.1029 #	0.7109 #	0.3315	
40-49歳	0.5649 #	0.5194 #	0.1731	0.3298	-0.1953	0.0177	
50-59歳	1.1463 ***	0.8214 **	0.4047 #	0.7573 &	0.2674	0.0238	
60-69歳	1.6127 ***	1.4672 ***	0.2512	0.6731	0.2530	0.0297	
70歳以上	3.1300	1.9880 ***	0.8066 **	0.5711	0.6533 &	0.0682	
学歴							
小卒以下	12.5911 \$	-0.0608	0.9756 #	-0.3998	0.2675	-1.1742 &	
中卒	-0.5434 #	0.5619 **	0.3317 #	-0.0515	-0.2381	-0.3749 &	
短大卒	0.7882 **	-0.2036	-0.2504 &	-0.5821 &	0.1818	0.0107	
大卒以上	1.3626 ***	-0.5127 **	-0.1975	-0.1355	0.3081	-0.0153	
階層帰属							
上位階層	-0.2336	-0.4435 *	-0.1287	0.4754 &	0.3164 &	0.3124 #	
下位階層	-1.0801 ***	-0.1167	0.2596 &	0.4985 #	0.5079 *	-0.1605	
居住地特性							
大都市	-0.1527	-0.1954	0.3361 &	0.7710 #	0.3813	0.3090	
郊外	-0.2149	0.0315	0.2497 &	0.3495	-0.9427 **	-0.0367	
農村	-0.5726 **	0.0257	0.2866 *	0.3236	-0.2382	0.1519	
宗教							
あり	0.1440	0.0156	0.0197	0.5478 #	0.5546 *	0.2490 &	
宗教×年齢							
60-69歳あり	-0.0319	-0.3192	-0.1387	-0.3422	-0.0186	-0.4874 &	
70歳以上あり	-0.2106	-0.1820	0.0217	-0.2814	-0.6323 &	-0.0982	
N	1342	1342	1342	1342	1342	1342	
LLR	115.371 ***	185.747 ***	65.1988 ***	19.4946	38.5122 **	20.8763	
d.f.	17	17	17	17	17	17	
独立変数		日本女性					
カテゴリー	7)社会的信頼感	8)不幸感	9)将来希望なし	10)老後身体能力懸念	11)老後決断能力懸念	12)老後財政能力懸念	
定数項	0.6240 **	-2.4597 ***	-1.9127 ***	0.7962 ***	-0.1160	0.5352 *	
年齢階級							
30-39歳	0.3096	-0.6967 &	-0.5427 &	0.3041	-0.0861	-0.1944	
40-49歳	0.3159	0.0311	-0.1016	0.4574 #	0.4834 *	0.1828	
50-59歳	0.2545	-0.1147	-0.2759	0.3448 &	0.3170 #	-0.4876 *	
60-69歳	-0.0894	-0.0209	0.1826	-0.2052	0.2049	-0.9230 ***	
70歳以上	-0.3035	-0.3899	-0.2842	0.1430	0.4389 #	-1.0088 ***	
学歴							
小卒以下	0.0363	-0.9540	-0.1131	-0.0135	0.0292	-0.1409	
中卒	0.0749	-0.3152	-0.1564	0.0176	-0.2313	0.0805	
短大卒	0.3710 *	-0.2249	0.0191	0.0567	0.0082	0.0460	
大卒以上	0.3770 #	-0.5043 &	-0.2375	0.1108	-0.1929	-0.3631 *	
階層帰属							
上位階層	0.1423	-0.0453	-0.2561	-0.3829 *	-0.2519 &	-0.6525 ***	
下位階層	-0.5296 **	1.2302 ***	0.8565 ***	0.0910	0.2507 &	0.4824 **	
居住地特性							
大都市	0.3451	0.1106	0.0061	0.5201 &	0.3307	0.6373 *	
郊外	0.2556 &	0.2448	0.1639	0.1247	0.3023 #	0.1313	
農村	0.0065	0.1572	-0.1988	0.0909	0.0337	0.1104	
宗教							
あり	0.2662 &	-0.2566	-0.2302	0.1833	0.0234	0.2027	
宗教×年齢							
60-69歳あり	-0.0108	-0.2836	-0.3199	0.4831 &	-0.0358	-0.6032 #	
70歳以上あり	-0.6125 #	0.3236	0.6525 &	-0.0941	-0.1042	0.1238	
N	1342	1342	1342	1342	1342	1342	
LLR	69.4262 ***	36.9051 **	29.3749 *	22.4014 &	25.5121 #	107.5142 ***	
d.f.	17	17	17	17	17	17	
(資料)	EASS2010マイクロデータ						
(注)	& p < 0.20, # p < 0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001, \$ 少数例						

表4m 韓国の男性における健康関連行動・意識の関連要因：2項ロジット分析結果

独立変数 カテゴリー	韓国男性					
	1)喫煙せず	2)飲酒せず	3)運動せず	4)鍼・灸利用経験	5)漢方薬利用経験	6)指圧・マッサージ利用経験
定数項	-0.6396 *	-2.7119 ***	-1.8569 ***	-1.2930 ***	-2.1969 ***	-2.1747 ***
年齢階級						
30-39歳	-0.2767	0.4037	0.3748	0.2156	0.1589	-0.0184
40-49歳	-0.1737	0.7686 *	0.1272	0.6454 *	0.3742	0.6268 #
50-59歳	0.4300 &	1.1125 **	0.2764	0.4002	0.1444	0.0778
60-69歳	1.2335 **	1.4601 **	0.5680	0.1904	0.7300 &	-0.1417
70歳以上	0.7638 #	2.4142 ***	1.4826 **	0.3874	1.1326 *	0.3521
学歴						
小卒以下	0.3636	-0.2056	1.0986 **	-0.3151	-0.4065	0.2912
中卒	0.2633	0.1233	0.9541 **	-0.2942	-0.2577	0.3751
短大卒	0.2146	-0.2681	-0.4270	-0.3250	-0.0613	-0.0491
大卒以上	0.4298 *	-0.2367	-0.3286	-0.4564 *	0.1591	-0.0158
階層帰属						
上位階層	0.1812	-0.0892	0.0862	0.0157	0.5238 #	-0.1820
下位階層	-0.2088	0.2397	0.6848 **	-0.2218	-0.1850	-0.3697 &
居住地特性						
大都市	0.2447	0.2344	-0.3632 &	-0.0642	0.1878	0.0814
郊外	0.2063	0.2223	-0.3336	0.0231	0.1882	0.0087
農村	-0.0532	0.1302	0.0904	0.2556	0.7002 *	-0.0205
宗教						
あり	0.1209	0.5718 *	-0.0133	0.4376 *	0.0730	0.1971
宗教×年齢						
60-69歳あり	-0.6197	-0.2976	-0.2239	0.2199	-0.1018	0.0837
70歳以上あり	0.0332	-0.1408	-0.3930	0.1370	-0.1110	-0.4148
N	725	725	725	725	725	725
LLR	40.0378 **	72.0518 ***	109.9526 ***	21.1052	19.9724	8.738
d.f.	17	17	17	17	17	17

独立変数 カテゴリー	韓国男性					
	7)社会的信頼感	8)不幸感	9)将来希望なし	10)老後身体能力懸念	11)老後決断能力懸念	12)老後財政能力懸念
定数項	-0.5730 *	-1.7275 ***	-3.2343 ***	-0.8229 **	-1.3042 ***	-0.7461 ***
年齢階級						
30-39歳	0.0296	-0.8003 #	0.8034 &	-0.0555	0.2872	-0.0951
40-49歳	0.1866	-0.9844 *	0.7651 &	0.4303 #	0.6507 *	0.4023 &
50-59歳	-0.0528	-0.3290	1.5024 **	1.0492 ***	0.9363 **	0.3598
60-69歳	-0.0608	-1.6768 *	1.8826 **	1.0202 *	0.5240	-0.0972
70歳以上	0.0012	-1.1173 #	2.2385 *	1.5291 **	0.5099	-0.1079
学歴						
小卒以下	0.8456 **	1.1882 **	0.7117 *	-0.1173	0.3013	0.6454 *
中卒	-0.1715	0.8550 #	0.9056 **	0.2703	0.2963	0.6614 *
短大卒	0.0632	-0.4450	-0.4962	0.0854	0.0782	0.0519
大卒以上	0.3593 #	-0.0357	-0.4221 &	-0.0555	-0.2183	-0.3495 #
階層帰属						
上位階層	0.4452 #	0.3902	0.7446 *	0.0481	0.2335	-0.3090
下位階層	-0.0308	1.1915 ***	0.9657 **	0.4812 *	0.3450 #	0.4844 **
居住地特性						
大都市	0.4302 *	-0.5949 #	-0.4292 &	0.1023	-0.1412	0.1358
郊外	-0.1245	0.0539	-0.0071	0.0373	0.0342	0.0914
農村	0.0663	-0.3042	-0.1182	0.2818	0.4827 #	-0.0690
宗教						
あり	-0.1281	-0.5600 #	0.2111	-0.1182	-0.0156	-0.1679
宗教×年齢						
60-69歳あり	0.3191	0.6517	-0.0297	-0.0806	0.3142	0.0680
70歳以上あり	-0.0810	-0.0495	-0.9627 &	-0.6656	0.0414	-0.0325
N	725	725	725	725	725	725
LLR	30.0593 *	53.0502 ***	121.1739 ***	63.1167 ***	44.3273 ***	45.0363 ***
d.f.	17	17	17	17	17	17

(資料) EASS2010ミクロデータ

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

表4f 韓国の女性における健康関連行動・意識の関連要因：2項ロジット分析結果												
独立変数 カテゴリー	韓国女性											
	1)喫煙せず		2)飲酒せず		3)運動せず		4)鍼・灸利用経験		5)漢方薬利用経験		6)指圧・マッサージ利用経験	
定数項	2.2519	***	-1.6125	***	-1.1910	***	-0.7382	*	-1.9262	***	-2.3138	***
年齢階級												
30-39歳	-0.2990		0.9521	***	0.4410	&	0.0305		0.1478		0.1226	
40-49歳	1.0408	#	0.8270	**	0.4551	&	0.2577		0.4710	&	0.2091	
50-59歳	14.6161	\$	1.2946	***	-0.2708		0.4712	&	0.7753	*	0.3927	
60-69歳	2.0390	&	2.1949	***	1.4901	*	0.5585		-0.0623		0.7437	
70歳以上	1.4726		2.6262	***	2.3137	**	-0.1745		0.0909		0.0389	
学歴												
小卒以下	-1.7585	#	0.5059	&	0.9732	**	0.5414	#	0.4882	&	0.3004	
中卒	-2.2237	***	0.5324	#	0.5860	#	-0.0620		-0.2095		-0.1346	
短大卒	0.2987		-0.0692		-0.0770		-0.4403	#	-0.3363		-0.5076	&
大卒以上	0.3247		0.1037		-0.1215		-0.2668		0.4682	*	0.2058	
階層帰属												
上位階層	0.4519		-0.3603	&	-0.2934		-0.3573	&	0.2675		0.2261	
下位階層	0.0298		0.2262		0.3304	#	-0.1185		-0.2265		0.1199	
居住地特性												
大都市	0.0777		-0.4261	#	-0.6282	**	0.0776		0.1331		0.2214	
郊外	-0.0360		-0.1770		-0.5260	*	0.1942		-0.0778		0.3649	&
農村	0.7779		-0.3588	&	-0.0619		0.0246		-0.2614		-0.0929	
宗教												
あり	-0.0410		0.3495	#	0.2404		0.0265		0.4698	*	0.6643	**
宗教×年齢												
60-69歳あり	12.9149	\$	-0.1004		-1.5540	**	0.2448		0.6972		-0.4389	
70歳以上あり	1.3228		0.0305		-1.0563	&	0.6719	&	0.5848		-0.0953	
N	808		808		808		808		808		808	
LLR	47.5477	***	166.6951	***	144.6908	***	47.0415	***	43.2128	***	24.3587	&
d.f.	17		17		17		17		17		17	
独立変数 カテゴリー	韓国女性											
	7)社会的信頼感		8)不幸福感		9)将来希望なし		10)老後身体能力懸念		11)老後決断能力懸念		12)老後財政能力懸念	
定数項	-1.1145	***	-2.5926	***	-1.8750	***	-0.5539	*	-0.4332	&	-0.2210	
年齢階級												
30-39歳	0.4012	&	-0.0152		-0.1940		0.8047	***	0.3550	&	0.1057	
40-49歳	1.1666	***	-0.1888		0.4801		1.0353	***	0.8148	**	0.3576	&
50-59歳	0.4893	&	0.0966		1.0163	*	1.2391	***	0.7223	*	0.2871	
60-69歳	1.4082	**	-0.2446		0.6912		2.8266	**	0.0151		-0.1526	
70歳以上	0.4508		0.9687		1.8193	*	0.4681		0.2429		-0.4636	
学歴												
小卒以下	-0.5203	&	0.0566		0.5514	&	1.5692	***	0.8861	**	0.8014	*
中卒	-0.0925		-0.3120		0.2738		0.6562	*	0.2997		0.0903	
短大卒	0.1784		-0.4569		-1.1437	*	0.0491		-0.1349		-0.1078	
大卒以上	0.4077	#	-0.2184		-1.3357	**	0.1333		-0.1742		-0.0184	
階層帰属												
上位階層	-0.0903		-0.3426		0.2794		0.2652		-0.3658	&	-0.2536	
下位階層	-0.3435	#	0.9546	***	0.8468	***	0.1571		0.1013		0.4883	**
居住地特性												
大都市	0.1135		0.2032		0.0017		-0.1908		-0.1568		-0.0866	
郊外	-0.0056		-0.2391		0.1183		-0.2015		-0.0649		0.1699	
農村	-0.0889		0.3920		-0.2674		-0.1745		0.0636		0.1225	
宗教												
あり	0.0439		-0.1022		-0.6880	*	-0.1864		-0.3882	*	-0.2451	&
宗教×年齢												
60-69歳あり	-0.4525		0.8122		0.5830		-1.6109	&	0.4311		0.3804	
70歳以上あり	1.1743	*	-0.4982		-0.2265		0.0385		-0.1431		0.1535	
N	808		808		808		808		808		808	
LLR	47.4601	***	39.4621	**	162.9709	***	100.173	***	47.7426	***	34.0852	**
d.f.	17		17		17		17		17		17	
(資料)	EASS2010マイクロデータ											
(注)	& p < 0.20, # p < 0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001, \$ 少数例											

表5m 台湾の男性における健康関連行動・意識の関連要因：2項ロジット分析結果										
台湾男性										
独立変数	台湾男性									
カテゴリー	1)喫煙せず	2)飲酒せず	3)運動せず	4)鍼・灸利用経験	5)漢方薬利用経験	6)指圧・マッサージ利用経験				
定数項	-0.9341 ***	-0.9279 **	-2.1630 ***	-1.5546 ***	-1.2712 ***	-1.2253 ***				
年齢階級										
30-39歳	-0.1349	0.0277	0.6487 &	-0.2123	-0.0819	0.0965				
40-49歳	-0.4437 #	-0.3735	0.7125 #	-0.4638 &	-0.2207	-0.6114 #				
50-59歳	0.0229	0.0397	0.9450 *	-0.5450 #	-0.1708	-0.9293 ***				
60-69歳	0.5403	0.6685	0.3483	-0.4688	-0.6876	-12.6230 \$				
70歳以上	1.5309 **	0.6822 &	1.2431 #	-12.4762 \$	-1.5767 &	-1.5579 &				
学歴										
小卒以下	0.2209	0.1110	0.9342 ***	0.0452	0.2601	-0.0349				
中卒	-0.2588	-0.0036	0.3370	0.0307	0.0080	0.0544				
短大卒	-0.0272	-0.2100	-0.3715 &	0.2698	0.0261	0.1221				
大卒以上	0.5819 **	0.0118	-1.3939 ***	0.1849	-0.1155	-0.1071				
階層帰属										
上位階層	0.0735	-0.1524	-0.1073	-0.0438	0.4625 #	-0.1184				
下位階層	0.0422	0.0801	0.3009 &	0.1525	0.0994	-0.1324				
居住地特性										
大都市	0.1377	-0.3297 &	-0.2237	-0.1581	-0.3594 #	-0.2190				
郊外	-0.0853	-0.2167	-0.0051	-0.0976	-0.2203	-0.2689				
農村	-0.3232 &	-0.4396 #	0.0095	-0.9965 **	-0.5614 *	-0.3612				
宗教										
あり	0.1732	-0.3867 #	-0.0434	0.2531	0.4434 *	0.1644				
宗教×年齢										
60-69歳あり	-0.7358 &	-0.5394	-0.1564	-1.0455	-0.0147	11.2846 \$				
70歳以上あり	-1.1475 *	0.2103	-0.3643	11.2601 \$	0.5186	-0.1766				
N	1047	1047	1047	1047	1047	1047				
L L R	52.1777 ***	34.0883 **	108.836 ***	42.6159 ***	29.2499 *	47.7719 ***				
d.f.	17	17	17	17	17	17				
独立変数	台湾男性									
カテゴリー	7)社会的信頼感	8)不幸感	9)将来希望なし	10)老後身体能力懸念	11)老後決断能力懸念	12)老後財政能力懸念				
定数項	-0.5164 *	-3.0920 ***	-0.9720	0.9302 ***	-0.2781	0.6639				
年齢階級										
30-39歳	0.3352 &	-0.7608 &	-0.0655	0.1768	0.3015 &	-0.1014				
40-49歳	-0.0748	-0.6552	0.3177	0.1626	0.2914	-0.4783 *				
50-59歳	-0.2599	-0.3598	0.4461	0.0149	-0.0685	-0.9985 ***				
60-69歳	-0.1250	-0.3591	-0.3106	-1.3702 **	-1.0190 #	-1.2783 *				
70歳以上	-1.4302 *	0.9189	0.7546	-1.1672 *	-1.1893 *	-1.9934 ***				
学歴										
小卒以下	-0.3467	0.9498 *	0.1149	0.3003	-0.0455	0.3644 &				
中卒	-0.0433	-0.8078	-0.3167	-0.3741 #	-0.3398 &	-0.3082 &				
短大卒	0.3198 &	0.5694 &	-0.5175	-0.0166	-0.0229	-0.2316				
大卒以上	0.4753 *	-0.3215	-0.9423 ***	0.1034	0.3357 #	-0.2982 &				
階層帰属										
上位階層	0.5743 **	-0.5274	-0.8910 *	0.1442	-0.0133	-0.3814 #				
下位階層	-0.3413 #	0.7609 *	0.7459 ***	0.2431 &	0.4168 *	0.5032 **				
居住地特性										
大都市	-0.0429	0.0459	-0.3306 &	-0.1897	-0.1385	-0.1463				
郊外	0.0434	0.1790	-0.1508	0.0089	0.1572	0.0704				
農村	0.0251	-0.2775	-0.5389 *	-0.4723 *	-0.4608 *	-0.4877 *				
宗教										
あり	-0.1704	0.5431	-0.6131 *	-0.2760 &	0.0314	-0.0122				
宗教×年齢										
60-69歳あり	-0.2396	-0.9291	1.1550 &	1.1219 *	0.8613 &	0.0079				
70歳以上あり	0.9741 &	-1.9959 *	0.0100	0.7769 &	0.8906 &	0.4427				
N	1047	1047	1047	1047	1047	1047				
L L R	80.1601 ***	27.9101 *	83.2462 ***	37.1451 **	53.69 ***	86.2317 ***				
d.f.	17	17	17	17	17	17				
(資料)	EASS2010マイクロデータ									
(注)	& p < 0.20, # p < 0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001, \$ 少数例									

表 5f 台湾の女性における健康関連行動・意識の関連要因：2項ロジット分析結果										
台湾女性										
独立変数										
カテゴリー	1)喫煙せず	2)飲酒せず	3)運動せず	4)鍼・灸利用経験	5)漢方薬利用経験	6)指圧・マッサージ利用経験				
定数項	-0.2318	-0.8784 **	-2.1287 ***	-1.5876 ***	-1.0589 ***	-1.0309 **				
年齢階級										
30-39歳	0.1797	0.3699 &	0.4812 &	-0.1185	-0.2067	-0.0717				
40-49歳	0.0064	0.4016 #	0.4543 &	-0.2582	-0.4260 #	-0.4091 &				
50-59歳	0.0354	0.3315	0.1705	0.3931	-0.1585	-0.5213 &				
60-69歳	0.9157 #	0.4792	-0.8136	0.6687	0.0857	-0.4978				
70歳以上	0.4578	1.4098 *	-0.3669	-0.0703	-0.1545	-0.3865				
学歴										
小卒以下	0.0755	0.2026	0.7756 **	-0.6766 *	-0.0955	-0.8999 **				
中卒	0.0158	0.1393	0.7321 **	-0.4098 &	-0.2924	-0.7669 *				
短大卒	0.1428	-0.1580	-0.3644	-0.4179 &	0.3987 #	-0.5413 #				
大卒以上	0.0117	-0.1659	-0.6091 *	-0.0998	0.2913 &	-0.3513 &				
階層帰属										
上位階層	-0.1298	-0.1733	-0.5156 &	0.0251	-0.3393 &	0.0932				
下位階層	-0.1231	0.1244	0.1978	0.0326	0.1046	-0.4228 &				
居住地特性										
大都市	-0.1867	-0.1899	0.2547	0.2694 &	-0.0667	0.3240 &				
郊外	-0.2239 &	-0.1900	0.6816 **	-0.0616	-0.1519	0.1244				
農村	-0.0106	-0.2656 &	0.1090	-0.5676 #	-0.4357 #	-0.6026 #				
宗教										
あり	0.2209	0.0832	0.0607	0.4149 #	0.6251 **	0.1919				
宗教×年齢										
60-69歳あり	-0.6698	0.1563	0.9148	-0.6766	-0.0973	0.1347				
70歳以上あり	-0.2634	-0.6990	0.7656	-0.6907	-0.4634	-0.6415				
N	1087	1087	1087	1087	1087	1087				
L L R	12.3333	36.0896 **	76.3672 ***	38.5412 **	36.0924 **	54.9978 ***				
d.f.	17	17	17	17	17	17				
独立変数	台湾女性									
カテゴリー	7)社会的信頼感	8)不幸感	9)将来希望なし	10)老後身体能力懸念	11)老後決断能力懸念	12)老後財政能力懸念				
定数項	-0.5380 *	-2.1125 ***	-1.4795 ***	1.2436 ***	0.5959 *	0.8126 **				
年齢階級										
30-39歳	-0.0354	-1.7155 *	-0.2684	0.0530	-0.0375	-0.1097				
40-49歳	0.2777	-0.9752 #	-0.0398	-0.1414	-0.1751	-0.2666				
50-59歳	0.0111	-0.9604 #	0.5598 &	-0.0792	0.0177	-0.6333 *				
60-69歳	-0.4458	-0.6669	0.2896	-0.6409	-0.8423 &	-2.0241 ***				
70歳以上	0.8640	-0.1186	2.4840 **	0.9495	-1.2303 #	-1.2969 #				
学歴										
小卒以下	-1.0847 ***	-0.0201	-0.0962	-0.0588	-0.0924	0.1344				
中卒	-0.7122 **	0.2251	-0.1532	-0.3469 &	-0.1864	0.0453				
短大卒	0.3668 &	0.3241	-0.2100	0.2427	0.2581	0.0317				
大卒以上	0.6609 **	-1.1166 #	-1.4175 ***	-0.3518 &	0.0765	-0.4474 *				
階層帰属										
上位階層	0.1966	-0.3187	-0.1669	-0.6639 **	-0.6617 **	-1.0433 ***				
下位階層	-0.0478	1.1821 ***	0.7626 ***	0.5273 *	0.4399 *	0.5517 **				
居住地特性										
大都市	0.1898	-0.8650 *	-0.1753	0.1324	0.1253	0.0613				
郊外	0.0895	-0.5041 &	-0.1579	0.4972 *	0.3379 #	0.3164 #				
農村	-0.0617	-0.4333	0.0498	0.1376	0.0144	0.0713				
宗教										
あり	-0.1514	0.2510	-0.0678	0.2506	-0.0521	-0.0516				
宗教×年齢										
60-69歳あり	0.2589	0.0734	0.2581	0.1344	0.1802	0.7382				
70歳以上あり	-0.1757	-0.7813	-2.1861 **	-1.9417 #	0.4002	-0.0589				
N	1087	1087	1087	1087	1087	1087				
L L R	119.3081 ***	36.2354 **	92.9833 ***	46.2784 ***	59.0193 ***	95.3816 ***				
d.f.	17	17	17	17	17	17				
(資料)	EASS2010マイクロデータ									
(注)	& p < 0.20, # p < 0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001									

表6m 中国の男性における健康関連行動・意識の関連要因：2項ロジット分析結果									
独立変数	中国男性								
カテゴリー	1)喫煙せず	2)飲酒せず	3)運動せず	4)鍼・灸利用経験	5)漢方薬利用経験	6)指圧・マッサージ利用経験			
定数項	-0.2325	-0.7935 ***	-0.6767 ***	-2.7201 ***	-2.1246 ***	-2.2546 ***			
年齢階級									
30-39歳	-0.4270 *	-0.2739 &	0.1450	-0.0484	0.2490	0.2402			
40-49歳	-0.5394 **	-0.0046	0.2783 &	0.2517	0.4013 #	0.1272			
50-59歳	-0.3989 *	0.1223	0.0633	0.0495	0.7793 ***	0.0260			
60-69歳	0.2458	0.5563 **	-0.2929 &	0.1831	1.0435 ***	-0.0731			
70歳以上	0.4028 #	1.1074 ***	-0.3017	-0.0532	1.1560 ***	0.1783			
学歴									
小卒以下	-0.1185	-0.0703	0.9886 ***	0.2549	0.2120	-1.0286 **			
中卒	0.0765	-0.0915	0.4969 ***	0.0036	0.1660	-0.2637			
短大卒	0.2427	-0.1535	-0.6250 **	0.5947 *	0.3266 &	0.2870			
大卒以上	0.5697 **	-0.3008	-0.9318 ***	0.0890	-0.1114	0.3818			
階層帰属									
上位階層	0.2682	0.0829	-0.2381	0.1977	-0.0645	0.1879			
下位階層	-0.0406	0.2897 **	0.2522 *	0.1354	0.1185	0.1879			
居住地特性									
大都市	0.1195	-0.1449	-0.4130 **	0.4674 *	0.1744	0.4922 *			
郊外	-0.1327	-0.0697	-0.1997	0.6744 *	0.3513 &	0.2436			
農村	-0.1107	0.0808	0.8486 ***	0.1327	0.1543	-0.5639 *			
宗教									
あり	0.2131	0.3124 #	-0.5185 **	0.5721 *	0.9889 ***	0.3859 &			
宗教×年齢									
60-69歳あり	0.0534	-0.4984	0.7574 &	-0.7517	-0.4113	0.3221			
70歳以上あり	-0.0729	-1.1143 *	0.2788	0.6545	-0.3696	0.9047			
N	1838	1838	1838	1838	1838	1838			
LLR	72.7311 ***	74.7284 ***	365.0319 ***	24.353 &	82.7454 ***	76.8081 ***			
d.f.	17	17	17	17	17	17			
独立変数	中国男性								
カテゴリー	7)社会的信頼感	8)不幸感	9)将来希望なし	10)老後身体能力懸念	11)老後決断能力懸念	12)老後財政能力懸念			
定数項	0.4382 *	-3.2741 ***	-3.0729 ***	-0.4872 **	-1.1307 ***	-0.7081 ***			
年齢階級									
30-39歳	0.2368 &	-0.6707 #	-0.2688	0.7680 ***	0.6116 **	-0.0853			
40-49歳	0.2700 &	0.0360	0.3973	0.7795 ***	0.6634 ***	0.2066			
50-59歳	0.6616 ***	0.0573	0.6892 *	0.7108 ***	0.6337 ***	-0.0321			
60-69歳	0.6681 **	-0.1761	0.8371 *	0.9505 ***	0.6892 ***	-0.0048			
70歳以上	0.9561 **	-0.7639 #	1.2115 **	0.6779 **	0.2903	-0.6692 **			
学歴									
小卒以下	-0.0872	0.7486 **	0.8078 ***	0.4079 *	0.6083 ***	0.7662 ***			
中卒	-0.2753 #	0.1942	0.1069	0.2516 #	0.1863 &	0.4218 **			
短大卒	0.0829	-0.3665	-0.7558 &	-0.0768	0.0682	0.1015			
大卒以上	0.3957 #	-0.6968	-0.1535	-0.0472	0.0737	-0.4437 #			
階層帰属									
上位階層	-0.1154	0.2531	-0.9460 &	0.0690	0.0018	-0.2595			
下位階層	-0.3092 **	1.4676 ***	0.8270 ***	0.5563 ***	0.2696 **	0.5522 ***			
居住地特性									
大都市	-0.1437	0.2718	-0.0338	-0.1107	-0.1790	-0.3223 *			
郊外	-0.0116	-0.8127 #	-0.3339	0.2344	0.0742	0.0831			
農村	0.2069 &	-0.0019	-0.3095 #	0.0905	0.1525	0.3814 **			
宗教									
あり	-0.3429 #	0.3879 &	0.4033 &	-0.0595	-0.0905	0.1065			
宗教×年齢									
60-69歳あり	0.3408	-0.1703	-0.8165	1.4015 #	1.2015 *	0.5455			
70歳以上あり	0.8993 &	0.9911 &	-0.1343	-0.3802	0.6427	0.6501			
N	1838	1838	1838	1838	1838	1838			
LLR	60.84 ***	128.405 ***	128.9258 ***	107.862 ***	94.1317 ***	187.4732 ***			
d.f.	17	17	17	17	17	17			
(資料)	EASS2010マイクロデータ								
(注)	& p < 0.20, # p < 0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001								

表6f 中国の女性における健康関連行動・意識の関連要因：2項ロジット分析結果												
独立変数 カテゴリー	中国女性											
	1)喫煙せず		2)飲酒せず		3)運動せず		4)鍼・灸利用経験		5)漢方薬利用経験		6)指圧・マッサージ利用経験	
定数項	3.2204	***	1.2518	***	-0.3632	#	-3.2030	***	-2.1353	***	-2.4280	***
年齢階級												
30-39歳	0.4324		0.3233	&	-0.1164		0.6159	*	0.3257	&	-0.1916	
40-49歳	0.3273		0.2291		-0.1011		1.0572	***	0.5022	*	0.3349	
50-59歳	0.4436		0.6291	**	-0.3719	#	1.2291	***	0.9391	***	0.5051	#
60-69歳	0.2577		0.7878	*	-0.8013	***	0.9942	**	0.8402	***	0.7890	*
70歳以上	-0.0140		1.0228	**	0.1356		1.2443	***	1.2272	***	0.7921	*
学歴												
小卒以下	-0.8338	*	0.0809		0.9647	***	0.4427	#	0.4618	**	-0.4521	#
中卒	-0.1545		0.3771	#	0.3267	*	0.3215	&	0.3416	#	-0.4785	#
短大卒	0.3126		-0.3999	&	-0.7820	**	1.0000	***	0.2931		0.7884	**
大卒以上	0.7155		-0.4712	#	-0.6624	**	1.2007	***	0.4549	#	1.0088	***
階層帰属												
上位階層	0.5728		0.1835		-0.1817		0.0359		0.5270	*	0.6494	*
下位階層	-0.1465		0.1821		0.4513	***	-0.0297		0.1206		-0.4153	*
居住地特性												
大都市	-0.7584	**	-0.3608	*	-0.3021	*	0.0340		0.3890	*	0.2906	&
郊外	-0.5085	&	-0.1362		-0.4451	*	0.4262	#	0.4027	*	0.8569	***
農村	0.3646	&	0.6474	***	1.0133	***	0.4262	&	0.2566	*	-0.6560	**
宗教												
あり	-0.9169	**	-0.4659	*	-0.0645		-0.0801		0.5828	***	-0.1876	
宗教×年齢												
60-69歳あり	0.7954		-0.3661		0.3344		1.0187	*	-0.1871		0.6851	
70歳以上あり	15.4983	\$	0.4416		-0.4170		-0.1989		-1.0550	**	-0.5199	
N	1964		1964		1964		1964		1964		1964	
L.L.R	42.4781	***	99.8086	***	413.3809	***	55.0093	***	94.2798	***	129.5797	***
df.	17		17		17		17		17		17	
独立変数 カテゴリー	中国女性											
	7)社会的信頼感		8)不幸感		9)将来希望なし		10)老後身体能力懸念		11)老後決断能力懸念		12)老後財政能力懸念	
定数項	0.7477	***	-3.0391	***	-3.6541	***	0.1902		-0.4195	*	-0.3885	*
年齢階級												
30-39歳	-0.0636		0.2745		0.8734	*	0.3235	#	0.0355		0.3177	#
40-49歳	0.1145		0.5670	#	1.1308	**	0.4968	**	0.4025	*	0.2356	&
50-59歳	0.3181	#	0.3232		1.1403	**	0.6189	**	0.2836	&	0.1261	
60-69歳	0.1186		0.1319		1.3832	**	0.4629	*	0.3274	&	-0.1039	
70歳以上	0.7079	**	-0.2574		1.7201	***	0.4729	#	0.3969	#	-0.3578	&
学歴												
小卒以下	-0.1198		0.4711	#	0.0984		0.1912		0.3160	*	0.6456	***
中卒	-0.3077	#	-0.2502		0.1585		0.3121	#	0.2316	&	0.3899	*
短大卒	0.0639		-0.8960	&	-0.4960		-0.1824		-0.2345		-0.2441	
大卒以上	0.2747		-0.2398		-1.5582	*	0.0822		-0.0329		-0.2859	&
階層帰属												
上位階層	0.6877	**	-0.0117		0.2708		-0.1597		0.1827		-0.3269	&
下位階層	-0.2978	**	1.5308	***	0.9897	***	0.5412	***	0.6279	***	0.6188	***
居住地特性												
大都市	-0.3658	*	-0.6329	*	-0.1828		-0.1050		-0.3177	*	-0.2791	*
郊外	-0.0552		-0.9041	*	-0.3678		0.0587		-0.0174		-0.0177	
農村	0.4706	***	-0.2454	&	-0.0449		0.0219		0.0796		0.2053	#
宗教												
あり	-0.4707	**	-0.1858		0.2382		-0.0477		0.1602		0.0552	
宗教×年齢												
60-69歳あり	0.5807	&	0.4022		-0.2504		0.6441	&	0.2398		0.2790	
70歳以上あり	0.8391	#	-0.2147		-0.4296		-0.2818		-0.5835	&	-0.2163	
N	1964		1964		1964		1964		1964		1964	
L.L.R	81.7417	***	155.3399	***	96.3907	***	63.8014	***	103.8226	***	158.804	***
df.	17		17		17		17		17		17	
(資料)	EASS2010マイクロデータ											
(注)	& p < 0.20, # p < 0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001, \$ 少数例											

相馬 直子

本稿は、韓国の高齢者対策の中で、近年の政策課題となっている「独居老人問題」と「老人自殺問題」を中心に、その地域的な取り組みを検討する。まず1節では、ソウル市の独居老人対策の地域的な取組を考察するとともに、独居老人の問題をジェンダーの視点から、「女性独居老人」の対策に関するソウル市の議論を検討する。2節では、ソウル市全体の計画として、高齢者総合計画を検討する。3節では、OECD 最高の自殺率が社会問題化していることから、城南市の老人自殺予防センターの支援内容をレビューし、4節では全体の内容をまとめる。

1. ソウル市の「女性独居老人」問題

(1) 現況

韓国における独居老人対策は、2007年から、老人の孤独死を予防するための安否確認サービスが行われ、独居老人に対する支援策は、老人福祉法第27条の2、社会福祉事業法第33条を根拠に施行されている。保健福祉部は、独居老人の急激な増加及び独居老人の脆弱な生活現況（貧困・安全・自殺など）を背景に、単純な安全確認中心の独居老人政策の限界を補完するため、民・官が協力して独居老人を保護・支援する「独居老人総合支援対策」（2012.5.11）を発表し、体系的な計画化がなされてきた（相馬 2013）。

ソウル市の高齢者人口は、2011年に104万名（男性45万名、女性59万名）に達し、そのうち独居老人が21万名（男性6万名、女性15万名）である（表1）。女性独居老人は71%であり、男性より2倍高い。

表1 ソウル市の独居老人数・割合

単位：名

	老人人口	女性	構成比(%)	男性	構成比(%)
ソウル ¹⁾	1,049,425	594,123	56.6	455,302	43.4
独居老人 ²⁾	211,226	150,060	71.0	61,166	29.0

ソウル市独居老人 全数調査 データベース ³⁾	58,702	45,596	77.6	13,106	22.4
--	--------	--------	------	--------	------

注 1) ソウル統計「高齢者現況」2011

2) ソウル統計「独居老人現況」2011

3) ソウル市独居老人全数調査データベース

出典：ソウル市女性独居老人統計

高齢者人口は毎年5万名の増加傾向を見せ、2019年には140万名（高齢者比率14.1%）に達して高齢社会へ、2027年には196万名（高齢者比率20.3%）に達し、超高齢社会へ入るとされている。また、ベビーブーム世代人口（49~57歳）149万名、予備高齢者人口（55~64歳）120万名などの新老年層（重複29万名）まで合わせた場合、三人のうち一人は高齢者または予備高齢者となる。韓国の老人貧困率は毎年増加傾向であり、2011年には48.6%と、OECD平均（2010、12.4%）の約4倍である。老人自殺率も高く、2011年に77.9名/10万名と、OECDの最高である。

特に、ソウル市の独居老人特徴を見ると、独居老人21万名のうち7割が女性独居老人であり、彼女らの疾病数も男性より1.6倍高く、無住宅者は男性より3倍も高く、月平均所得も男性の約8割程度にとどまっている。

なお、ソウル市では、2013年10月より、これまで実行機関ごとに管理していた脆弱階層老人データベースを電算で統合管理する「老人ケア統合電算システム」を構築・稼働した。2012年11月から2013年6月にかけて統合システムを構築し、3か月の試験運営を通じて実施された。これは、老人福祉分野では初めてである。

「老人ケア統合電算システム」は、これまで25自治区、保健福祉部、民間法人などの実行機関ごとに管理していたケア老人DBを統合し、システムで老人名前を検索すれば、現在の健康状態、外部との接続状況、サービス支援状況などの情報が一目でき、老人ごとのオーダーメイド型サービスが可能になる。なお、DB統合管理イメージは、<http://welfare.seoul.go.kr/archives/21487>を参照。

（2）ソウル市における女性独居老人の政策研究

ソウル市では、性別区分なく支援してきた独居老人対策をさらに、女性独居老人に特化した対策案を策定することを計画している。2013年末までに、健康、ケア、安全、雇用、活動などの5分野政策課題について明確にする。すでに、ソウル市女性独居老人生活実態および政策ニーズを把握するための調査を実施している。以下では、ソウル市女性独居老人生活実態および政策ニーズを把握するための調査について、ソウル市女性家族財団の政策研究をレビューする。

イ・ソンウン、イ・ヒョソン（2011）『ソウル市における女性独居老人の生活支援策』

ソウル市女性家族財団。

本研究は、ジェンダー視点から、ソウル市独居老人の生活実態および政策現況に対する分析を通じて、女性独居老人の生活の質向上における政策改善案および女性独居老人のための社会的支持体系（Social Support Network）における領域別政策案を提示している。研究方法として、(1)女性独居老人政策現況およびニーズを把握するための独居老人事業担当者へのアンケート調査¹とインタビュー調査²、(2)女性独居老人の政策ニーズを把握するための女性独居老人を対象としたグループインタビュー調査³を実施した。女性独居老人政策改善案を導出するための専門家会議およびフォーカスグループインタビュー調査を並行した。

研究結果は次の通りである。まず、福祉従事者である社会福祉士対象の調査結果として、次の4点が指摘される。すなわち、(1)ソウル市老人福祉供給システムにおいて、女性独居老人への社会的支援事業を推進している機関は45.5%であったこと、(2)女性独居老人における社会的支援事業類型は、直接サービス、企業や地域団体との協議を通じた間接サービス、自助会などの老老ケアを通じた事業であること、(3)独居老人支援政策を推進している多様な地域福祉供給主体の多元化問題の解決、(4)福祉従事者の固定観念、すなわち、男女の政策ニーズには差異がないといった固定観念があり、男女の特性に基づいた政策や事例管理の不足がある、という点が明らかにされた。

次に、ソウル市女性独居老人政策現況の分析結果としては次の通りである。第一に、独居老人日常生活支援事業は、(1)独居老人孤独死防止事業と最貧層独居老人在宅福祉事業、住居支援事業が小規模で行われているものの、独居老人福祉受給率の地域格差やサービス質の問題があること、(2)最貧層独居老人在宅福祉事業の内容は、基本的な生活支援に偏重しており、心理的支援における政策支援が不足していること、(3)住居支援事業は、ニーズに対して供給不足であり、居住期間制限には問題があることが指摘された。第二に、社会的支援事業は、地域コミュニティの多様な組織と連携した地域資源を活用した独居老人生活および心理的支援事業、老人自ら社会的雇用やボランティアに参加することで社会的ネットワークを形成する事業、老老ケアの自助会の形態として女性独居老人に特化した事業などが提示された。これらの分析結果について、切れ目のない老人福祉事業の推進、女性独居老人の特性に基づいた心理的相談の必要性、男性に比べて学歴の低い女性老人の知的向上プログラム支援などが政策課題として提示されている。

最後に、女性独居老人対象の調査を通じて、次の点が明らかにされた。すなわち、(1)老人福祉館のプログラム利用については階層によって明白な差異があること、つまり、基礎生活受給者に該当する在宅福祉事業対象者の大多数は、福祉館の無料昼食のために参加しており、その他の女性独居老人は、多様なプログラムに参加していた。(2)各領域における政策支援の量的・質的不足が指摘できる。具体的には、政府の高齢者雇用事業において、多様な階層の老人が参加できる雇用の多様化が必要であること、医療支援における夜間緊

¹ ソウル市老人総合福祉館の老人ケア事業担当者25名に対するアンケート調査である。

² 女性独居老人比率の高く、または女性独居老人特化事業を行っている老人総合福祉館8機関、企業福祉財団1か所、ソウル市高齢者相談センター1か所、計10箇所の関連従事者19名に対するインタビュー調査である。

³ ソウル市老人総合福祉館で自助会または活動などに参加する65歳以上の女性独居老人28名に対して5つのグループにわけて行ったインタビュー調査である。

急同行サービスや認知症診断結果に対する事後管理の不足、小規模地域中心の心理的相談サービスの不足、段階別の多様な教育・趣味プログラムの開発、階層別の住居サービス支援に対するニーズが高いことが確認された。以上の分析結果をもって、ソウル市老人福祉条例の改正や独居老人政策について、ジェンダー視点から改善する必要性を指摘している。

ムン・ウンヨンほか(2013)『ソウル市における高齢ひとり世帯女性の生活実態および支援策』ソウル市女性家族財団。(韓国語)

本研究は、ジェンダーの視点から、ソウル市高齢ひとり世帯女性に対する分析を通じて、政策の不足点を把握したうえで、女性独居老人の特性を考慮した支援策および女性独居老人が地域社会構成員として生活できる政策案を提示している。研究方法として、ソウル市独居老人全数調査のデータによる実証分析および女性独居老人と福祉従事者におけるインタビュー調査による質的分析を行った。

研究結果は次の通りである。第一に、ソウル市独居老人データ分析結果として、とりわけ健康と所得分野において男女格差が存在することが確認された。すなわち、女性独居老人の前期(65~75歳)には、自己ケアを通じた雇用や自立的な生活が維持できる予防的アプローチの模索、次の後期(75歳以上)には、身体機能低下に伴う生活や孤立などに対するケアおよび危機対応の必要性が指摘された。また女性独居老人の場合、年齢の増加とともに家族との連絡や接続が減少する傾向が見られ、社会的ネットワーク形成のための多様なプログラムの必要性も指摘された。

第二に、女性独居老人におけるフォーカスグループインタビュー調査結果として、(1)女性独居生活は配偶者との死別によるものほとんどであり、食生活の不均衡や疾病保有率が高いこと、(2)住居費および医療費負担の困難が課題であり、(3)自分の家族よりは隣人・友人・教会などの関係が独居生活の適応に重要な社会的ネットワークになっていること、(4)経済生活と関連して、雇用に対するニーズがあるにもかかわらず、女性老人が参加できる雇用が制限されていること、(5)女性独居老人は主に社会福祉館や教会の余暇プログラムに参加していること、(6)独居老人自助会参加者の場合、相互に助け合えるといった意識が高いことや、活動費の政府支援におけるニーズなどが確認された。

第三に、福祉従事者対象の調査結果として、(1)女性独居老人は男性に比べて緊急支援が不足していること、そして、女性独居老人の健康管理における専門家介入の必要性、(2)女性独居老人は、他地域への移動に対する不安感があり、共同居住形態の対象拡大および持続管理の必要性、(3)女性独居老人の大多数は、職業経験不足や人的資本の脆弱性によって劣悪な労働環境に置かれており、情報不足による雇用困難に直面していること、(4)低所得女性独居老人は、ひとりで遠距離外出が難しいため、近所外出における余暇活動を選好していること、(5)生計型住宅所有者や家族から放置された女性独居老人の場合、扶養者が存在するという理由で政策支援対象から排除されており、政策的な盲点が存在することなどが明らかにされた。

以上の分析結果から、ソウル市女性独居老人統合支援政策および支援策課題が提示されている。支援策は、ソウル市が2012年に策定した「女性ひとり世帯政策」と連携して女性独居老人における健康、安全、コミュニティ、雇用支援などの支援策を段階別に行うことを提案し、低所得層や脆弱層に限らず類型や年齢を考慮した政策対象の拡大およびそれに

伴う政策統合を提示している。

なお、ソウル市ではなく光州広域市の調査研究としても念のため関連研究を一つ挙げたい。パク・ミジョン（2010）は、女性独居老人の日常生活を、国民基礎生活受給者として選定された後の生活との関連について検討している。調査方法は、光州広域市の一般住宅に居住している70歳以上の国民基礎生活受給者の女性独居老人9名を対象に、定期的家庭訪問によるインタビュー調査を実施した。研究結果として、(1)女性独居老人の住居の特徴としては臨時的住居、(2)食生活の特徴としてはお弁当やコーヒー、タバコなどが生活必需品であること、(3)老年の疾病は、自己存在感を表すコミュニケーションの道具であること、を明らかにしている。国民基礎生活受給者に選定された後は、生活の負担が軽減され、生活を振り返りながら、新しい関係づくりへと転換していることが確認されている。独居老人は、地理的に孤立した空間で配達弁当を食べる食生活や、長年の疾病があるものの医療システムのアクセス不備によって放置されていた。本研究での女性独居老人は、生活主体になっていたものの、脆弱な社会構造の中で、そして、女性または社会的弱者に対する安全装置の不足によって、排除されており、この点がまさに貧困の原因となっていることが指摘されている。

（3）小括

以上のソウル市の調査研究により、専門会議を通じて関連政策を開発する予定となっている。女性独居老人に関する計画は、本稿執筆時点でまだ発表されていないものの、全体計画である「ソウル高齢者総合計画」をふまえた具体策が、今年度には発表されるのではないかと考えられる。

そこで次節では、ソウルの全体計画である、老人総合計画をレビューする。

2. ソウル市の高齢者対策：ソウル高齢者総合計画

ソウル市では、2010年から退職し始めるベビーブーム世代のための「人生二毛作支援センター」（第二の人生支援センター）を作るなど、ソウル市の実情に合わせ、新老人層人口まで政策対象とする高齢者対策を用意してきた。とりわけ、大規模施設の新設といった問題解決方法よりはむしろ、既存の地域資源を共有し、連携するといった統合的・戦略的な高齢者福祉の新たなパラダイムを作ろうとした。

ソウル市では、2012年10月に、「ソウル高齢者総合計画」を発表した。この計画は、第2の人生設計の支援、オーダーメイド型雇用、健康な老後、住みやすい環境、活気のある余暇文化、尊重と世代統合の6分野35政策で構成された。本計画は、福祉の好循環を創出し、高齢者が福祉政策の策定過程に参加し、3か年連動計画を作って実効性を向上させるといった推進体系で行われる。

【高齢者福祉の新たなパラダイム】

- ・政策対象の拡大：ベビーブームなどの新老年層まで拡大し、そのための政策発掘。
- ・オーダーメイド型特化政策：年齢、健康、所得水準などを反映し、グループごとのニーズによって、社会貢献、雇用、ケアサービスなどのオーダーメイド型サービス提供。
- ・地域資源の連携・共有：地域密着型の小規模施設の拡充、既存福祉施設や資源の共有お

よび民間資源との連携など、資源共有やネットワークを強化。

- ・三者の統合・持続性の強化

【計画内容】

第2の人生設計支援

A. ソウル人生二毛作支援センター(第二の人生支援センター)(Seoul Senior Center)

* 人生二毛作支援センターの設置:

- ・2012年10月に、ウンピョン区に「人生二毛作支援センター」開所。
- ・2015年までに地域密着型として作っている小規模老人福祉センター内に15か所開所する予定。
- ・中長期的には、自治区ごとに1か所ずつ設置する予定。

* 新老年層を対象とした生涯教育の強化:

- ・新規設置した市民教養大学に新老年層教育課程を開設。
- ・インターネット、モバイルなどを通じたサイバー生涯教育講座の運営。
- ・シニアビジネスセンター、希望設計アカデミー教育の拡大(年間300名)

* ベビーブーム博覧会の開催(民官共同):

- ・既存のシニア雇用博覧会と連携推進(2013.9、ソウル広場)
ベビーブーマー話題共有および社会的役割を提示。

B. 専門職退職者人材銀行

* 専門職退職者人材銀行の構築(500名):

- ・金融、経済、教育などの専門分野退職者の人材プール構築(2013~)
福祉法人公益理事、青少年カウンセラーなどの社会貢献活動のマッチング
- ・技術分野(靴、金属、加工など)シニアマイスターの発掘(2013~)
技術教育院、特性化学校の講義や師範を通じて、職業意識の拡散に寄与

* 新老人団体育成および事業支援: 50個

- ・公益的老人団体、シニア職能発掘
- ・ソウル型高齢者雇用事業、世代統合福祉共同体事業

* 新老年政策諮問団の構成

- ・高齢者、老人団体、専門家が20名程度参加、諮問会議の開催(2013~)
- ・雇用、ケアサービス、余暇などの分科別に現場の意見を聴き取り、政策諮問

オーダーメイド型雇用

A. 高齢者オーダーメイド型雇用

* ソウル型公共雇用の拡充: 63,000個

- ・地域社会共同体中心の雇用を段階的に拡充
2013年から参加期間を9か月に延長し、12か月年中事業465個(老老ケア)

のモデル事業の施行。

- * 民間分野における高齢者雇用発掘の強化
 - ・高齢者就業支援センターの人材再配置、雇用発掘機能の強化（2013~）
 - ・雇用関連の民間協会（駐車業、警備業など）と高齢者雇用の協力（2013~）
- * オンライン雇用専門窓口の運営
 - ・オンライン就業マッチングサービス（www.seoulseoul.or.kr、2013.7~）
 - ・民間シニアポータルとの協力（雇用、ケアサービス情報提供、2013.7~）

B. 新たな雇用発掘支援

- * シニアクラブおよび社会的企業の拡大：35 個
 - ・シニアクラブの年次別拡大：15 個
 - クッキ製造、試験監督、通訳・翻訳、解説、地下鉄宅配など
 - ・高齢者協同組合や社会的企業の育成：20 個
 - シニアシッター、リサーチ、ブックカフェ、祖父母育児屋、家庭保育園（オリニジブ）など
- * 民間の雇用交流事業の支援：10 団体
 - ・ソウル高齢者の農繁期農村雇用参加を支援（野菜収穫など）
 - 車両支援、保険支援など首都圏地域モデル事業（2013）の実施後、全国拡大
- * 高齢者の新たな雇用の発掘
 - ・アイデア公募実施後、モデル事業を施行（2013.3~）
 - シルバーコンサルタント、健康増進活動家、シニア文化財管理者など

健康な老後

A. 独居老人ケアの強化

- * 民間資源と連携してケア対象者の拡大：5 万名
 - ・地域の民間資源と独居老人の 1：1 の連携
 - 小中高校のクラス（19,872 個）宗教団体家族と連携して、話し相手、物品支援など
 - ・高齢者ケア事業協同組合、社会的企業の経営支援
 - 制度対象外の高齢者を対象に、話し相手、安否確認などの有料サービス提供
- * 独居老人対象のオーダーメイド型サービス提供
 - ・独居老人統合管理電算システムの構築（2013.3~）
 - 21 万名独居老人 DB 構築、個人別ニーズ把握および事例管理
 - ・統合ケア支援センターの設置：区ごとに 1 か所
 - 保健所、福祉館、在宅老人センターなど高齢者ケア支援総括管理
- * 独居老人機能評価および運動処方

- ・運動治療専門家養成（老老ケア、大学協力）および大学生ボランティア推進

B．高齢者の心身健康の支援

* 非受給高齢者の長期療養などの支援：3,870 名

- ・扶養義務者基準で受給権外の高齢者本人負担金の支援（2013.7~）
長期療養給与、老人ケア総合サービス本人負担金

* 在宅老人支援サービスの強化：22,500 名

- ・一般高齢者のうち、ケアサービス非対象者支援（2013.7~）
入院治療後、回復期の在宅看病サービスを最大 20 時間支援（年間）

* 老人自殺予防対策の強化

- ・独居老人対象の心理健康評価全数調査
高危険対象の特別管理
- ・ゲートキーパーの養成（年間 2,000 名）
高齢者ドルボミ、在宅管理者、訪問看護師など

住みやすい環境

A．地域密着型福祉インフラ

* 既存の老人総合福祉館の機能改編

- ・趣味、健康、教育講座中心 > 地域福祉ニーズに合わせた機能強化（2013~）
管内の敬老堂の革新、世代統合プログラム発掘などの地域社会変化
- ・青少年修練館、オリニジブなどの地域内福祉資源との連携を強化

* ユニバーサルデザインガイドラインの適用

- ・老人福祉施設利用者の行動を反映し、オーダーメイド型デザイン適用（2013~）
入口、室内空間、材料、照明などリフォームや機能補強時に適用

* 老人福祉施設の持続的拡充：764 箇所

- ・地域密着型の小規模老人福祉センター：2012 年 37 箇所 > 2015 年 70 箇所
共同住宅（500 世帯以上）を建てる時には、老人福祉施設の設置義務化
（制度改善を推進）
- ・老人療養施設：2012 年 446 箇所 > 2015 年 494 箇所
- ・昼夜間保護デイケアセンターの認証：2012 年 170 箇所 > 2015 年 200 箇所

B．高齢者の住みやすい住宅

* 高齢者専用賃貸住宅の供給拡大：2,263 世帯

- ・SH 会社賃貸住宅の低層部（1~2 階）の提供（段差除去、高さ調整など無障害設計）
9 つの住宅事業地区の住宅政策室と協調
- ・賃貸住宅団地内のコミュニティ施設中心部に高齢者用棟を導入
マコク、ネコク地区にモデル事業施行（2013~2015 年）

* 独居老人支援住宅の供給：20 棟 300 世帯

- ・ 高齢、独居、行動不便の高齢者にヒューマンサービスを含めた住宅を供給
グループホームモデル、下宿モデル（独立住居 + 共同食堂・洗濯）など詳細運営策の研究（2013~）
都市型生活住宅購入、リフォームおよび供給開始（2014~）

活気のある余暇文化

A . 高齢者余暇文化支援の強化

* 高齢者サークル活性化支援：60 個

- ・ スポーツ、美術など文化サークル育成および作品展示支援
- ・ 高齢者生活体育指導者育成、福祉館や敬老堂講師活動支援

* 新老年文化プログラムの拡大実施

- ・ ソウル老人映画祭の育成、老人演劇祭の開催（2014~）
- ・ シニア K-POP 公演、ファッションショー、高齢者縁結びプログラムなど実施

（2013~）

民間団体活動後援または公募事業として推進

* ジョンミョ・タブコル公園近所のシニア文化の醸成

- ・ 選好施設、プログラム、遊休空間などに対する総合計画策定（2013）
- ・ 高齢者の思い出と文化、世代間交流空間の醸成
シルバーサロン、シルバー図書館、カフェ、相談センターなど

B . 敬老堂を地域社会の開かれた空間へ転換

* 敬老堂の活性化における地域協議体を構成

- ・ 自治区 + 老人会支会 + 老人総合福祉館 + 専門家参加
敬老堂利用者の認識改善教育および特化プログラム運営方法協議（1 半期に 1 回）

* 敬老堂の活性化におけるコーディネーター育成：90 名

- ・ 福祉館ごとの新老年層専門家 3 名を育成、敬老堂変化を誘導
敬老堂老人個人別の性向分析、オーダーメイド型プログラム設計・運営

* 敬老堂特化プログラム運営支援：100 箇所

- ・ マンション、一般住宅など地域条件に合った類型別プログラム運営
共同作業場、都市家庭菜園、世代間交流空間など

尊重と世代統合

A . 老人を尊敬する文化拡散

- * 社会貢献老人・団体の発掘、授賞
 - ・毎年3分野の老人・団体、10月老人の日に授賞
 - ・受賞者事例のストーリーテリング広報、社会的尊重雰囲気を拡散

- * 地域社会内の老人役割強化：100事業
 - ・住民センター、学校、地域児童センターなど小規模地域単位の活動支援
お爺さん漢字教室、おばあさん童話教室、スポーツ才能分かち合いなど

- * 大衆媒介における高齢進化放送ガイドラインの開発
 - ・高齢者プログラム編成比率や肯定的イメージなど放送ガイドライン開発（2013～）
 - ・シニアラジオ放送モデル事業実施（2014年ジョンロ地域の共同体放送）後、拡大検討

- B. 孫・孫娘とのコミュニケーション支援
 - * 「世代共感トークコンサート」の開催：年2回
 - ・青少年 老人など世代間の理解と共有の場を提供（老人団体と共同推進）

 - * 独居老人 大学生間の住居共有支援
 - ・新村、東大門など、大学周辺の福祉館主導で、学生と老人を連携
老人には廉価の住居提供、大学生は話し相手や病院同行などの生活サービス提供

 - * 世代融合文化芸術活動の支援
 - ・老年団体 青少年団体の相互交流および共同協力プログラム支援
赤マント演劇団（老人 大学生）、町合奏団、壁画描きなど

3. 老人自殺予防センターの展開

前述したように、韓国の老人貧困率は、2011年には48.6%と、OECD平均の約4倍であり、老人自殺率もOECD最高である。そこで、地方政府では老人自殺予防センターの実施・運営がはじまっている。以下では、城南市の老人自殺予防センターの状況を整理する。

盆唐（ブンダン）老人自殺予防センターは、城南市の支援を受けて、盆唐（ブンダン）老人総合福祉館で運営されている。センターでは、高齢者の憂鬱予防、ストレス管理、社会的支持体系の形成などを通じて、高齢者の自殺を予防するための多様なプログラムを実施している。利用方法は、センター内相談、訪問相談、オンライン相談、電話相談などがある。

センターでは、以下のような事業を行っている。

1. 心理健康度調査

毎年の年初、市の高齢者を対象に老人憂鬱および自殺事故に対する実態調査を行い、自

殺高危険対象を把握し、実態調査を基に老人自殺予防事業における体系的で専門的な多様な事業をつくる。実態調査の内容を地域社会関連機関と共有し、地域社会の社会福祉機関とともに老人自殺予防を推進する。

2．キャンペーン

地域社会の高齢者および住民を対象に、老人自殺に対する啓蒙広報を行い、老人自殺高危険対象を早期に発見できる申告体系を構築する。キャンペーン活動は、年3回以上行い、老人総合福祉館行事や地域社会の主要行事と連携して地域住民の老人自殺に対する認識を向上させるようにする。

3．地域資源ネットワーク

地域内の警察署、病院、精神保健センター、多様な社会福祉機関および官公署などとネットワークを構築して、老人自殺における多角的アプローチによって対応する。地域ネットワークを通じて、老人施設従事者が老人自殺予防教育を行い、自殺危機老人の発掘相談、老人自殺者発生時の緊急救助システムをつくる。さらに、老人自殺事例に対する Team approach を通じて、定期的な supervision と法律的・医療的・経済的サービス連携を通じた最適のサービスを提供する。

4．Tele-check

経済的・心理的・社会的困難のある老人や危機状況にある老人を対象に、定期的に電話相談を通じて、心理的支持体系づくりおよび持続的な管理によって老人自殺を事前に予防できる通路を用意する。

5．Gate-keeper

ゲートキーパーの養成を通じて、老人自殺高危険対象の発掘時に機関に依頼するなど、地域社会内の老人自殺保護システム網を構築する。

6．自殺予防教育

老人自殺を事前に予防できるように、地域住民を対象に老人自殺危険要因を認知するようにし、それに適切な対応ができるようにする。老人自殺関連の老人憂鬱予防教育、老人自殺危険時の対処方法紹介、老人自殺予防事業実務者ワークショップなどを行う。

7．集団相談

老人自殺と緊密な関係があると報告された憂鬱に関する管理および憂鬱感減少など、多様なテーマで集団相談を行い、老人自殺を予防する。

8．事例管理

老人自殺高危険対象および老人自殺試行者に対する体系的な事例管理を行う。

9．相談および心理検査

心理的困難のある老人を対象に、相談サービス提供する。心理相談はもちろん、各種の

心理検査（憂鬱検査、不安検査、自殺考え検査など）も受けられる。

老人の自殺予防は、韓国の全国的な政策課題となっており、既存の老人総合福祉館でのきめの細かい支援が、自殺予防という観点から蓄積されてきた。ただし、こうした福祉的な支援とともに、中央政府レベルの年金・医療・雇用といった社会経済的な貧困対策の拡充が依然として大きな課題となっている。地域的な福祉支援と、中央政府レベルの社会経済対策との双方での拡充が模索されている。

4．結論

韓国における独居老人対策は、2007年から、老人の孤独死を予防するための安否確認サービスが行われ、ソウル市では、脆弱層としてデータベース化による統合管理が進行している。そして、性別区分なく支援してきた独居老人対策をさらに、女性独居老人に特化した対策案を策定することが計画されており、ソウル市レベルの政策研究がこの数年で進行しており、健康、ケア、安全、雇用、活動などの5分野政策課題について対策の検討が予定されている。すでに、ソウル市女性独居老人生活実態および政策ニーズを把握するための調査が実施されている。女性独居老人の割合は、男性より2倍高く、ジェンダー特性をふまえた支援の必要性と地域的なきめの細かい支援が模索されている。

ソウル市では、高齢者総合計画を策定し、ソウル人生二毛作支援センター（第二の人生支援センター）、専門職退職者人材銀行、オーダーメイド型雇用対策、独居老人対策等、地域特性を生かした独特な支援を展開している。

加えて、OECD 最高の自殺率が大きな社会問題となり、地域では老人自殺予防センターの運営が進められており、健康・電話確認・地域保護・自殺予防教育・相談・事例管理・相談など、自殺を予防する多様な支援策が地方政府で展開されている。

韓国では、高齢者の貧困や社会的排除が大きな政策課題となり、地域の福祉支援の拡充がここ数年で進行してきた。その背景には、独居老人の貧困や社会的排除、自殺の原因となる社会的排除や貧困対策への政策研究や政策開発の蓄積がある。日本にも多くの示唆を含む。

参考文献

盆唐（ブンダン）老人自殺予防センター <http://www.bdspsc.or.kr/>

イ・ソンウン、イ・ヒョソン（2011）『ソウル市における女性独居老人の生活支援策』ソウル市女性家族財団。（韓国語）（ ）， （2011）
， 가 ）

ムン・ウンヨンほか（2013）『ソウル市における高齢ひとり世帯女性の生活実態および支援策』ソウル市女性家族財団。（韓国語）（ ）， ， （2013）
1 가 ， 가 ）

パク・ミジョン (2010) 「国民基礎生活受給者である女性独居老人における日常生活研究」 『保健社会研究』 第 30 卷 1 号, pp.62-91. (韓国語) (2010), 30(1), pp.62-91

ソウル市庁 <http://welfare.seoul.go.kr/senior>

ソウル特別市 (2012) 『ソウル老人総合計画』

相馬直子(2013) 「韓国の少子高齢化対策：高齢者の子育て支援サービス雇用と独居老人対策を中心に」 鈴木透 『厚生労働科学研究費補助金 地球規模保健課題推進研究事業 東アジア低出生力国における人口高齢化の展望と対策に関する国際比較研究 (H24 - 地球規模 - 一般 - 003) 平成 24 年度 総括研究報告書』

本稿では、1980～1985年から2005～2010年のシンガポールにおける人口増加率を民族別に検討し、横浜市における人口変動との比較を通じ、期首人口の年齢割合が総人口増加率に及ぼす影響を分析する。総人口増加率は、「出生数による純増」と「コーホート増加率の期首人口割合による加重平均」の和に分解される。この関係を通じ、期首人口割合は総人口増加率に影響を及ぼす。コーホート増加率とは、男女年齢別にみた（純）移動率マイナス死亡率の和であり、いずれも男女・年齢に強く依存している。死亡率は年齢についてほぼ単調な増加関数であり、男性より女性の方が一様に小さい。また、純移動率についても、若年層で都市への転入超過、逆に郡部で転出超過を示すことが多く、女性よりも男性で移動率が大きいことが多い。このように人口動態率が男女年齢の関数であるため、期首の若年割合が大きいことは、都市では人口増加率にプラスに寄与し、農村ではマイナスに寄与する。また、高齢割合が大きいと粗死亡率が高くなり、人口増加率にマイナスに寄与する。

しなしながら、期首年の若年割合が高い都市部では、人口動態率が男女年齢の関数である程度に応じ（当該期の転入超過率の大きさに依存して）、期末年の若年割合も高くなる。特定の時点に着目し、都市部と郡部の人口構造を比較すると、都市部の方が相対的に若く、郡部で相対的に高齢化が進んでいることは一般に観察される。これは、人口移動の傾向には時系列の相関関係がみられ（過去の転入超過で人口集中が進んだ都市部では当該期の人口移動についても転入超過になる傾向がある）、当該期の期首人口割合は過去の人口移動（及び出生、死亡）の結果であるため、期首人口割合が今後の人口移動に及ぼす影響を過去の人口移動（及び出生、死亡）から独立に分離できないことを意味する。

このように、当該人口集団における人口動態の時系列相関の程度により、期首人口割合が今後の人口変動に及ぼす影響は人口動態率から独立に分離することはできないため、単純な要因分解は適用できない。ここでは、逆に時系列相関が極端な（完全相関の）状況を仮定した場合の人口構造と比較することによって、当該人口の期首人口割合が今後の人口増加率にどのような効果があるかを検討する。具体的には、過去の男女年齢別純移動率（及び死亡率）が現在の値と一定であった場合に実現される安定人口（人口増加率ゼロ）の男女年齢分布と実績の男女年齢分布を比較する。過去の変動が現在の値と一定であった場合を仮定することで過去の変化（実績）が当該期首年齢割合にもたらした影響を相対化し、当該期の人口増加率への寄与を検討することで、今後の人口変化への影響についての示唆をえる。

以下では、まず総人口増加率が「出生数による純増」と「コーホート増加率の期首人口割合による加重平均」の和に分解されることをみる。つぎに、過去すべての期間の純移動率及び死亡率の時系列変動が統計的独立でない限り、期首（ $t-5$ ）年の人口割合が $t-5$ t 年の人口増加率へ及ぼす影響を $t-10$ $t-5$ 年以前の期間のコーホート変化と独立に分析することはできないことをみる。そして、 $t-5$ t 年の人口増加率への期首人口割合の影響をみるため、 $t-5$ t 年の移動率と死亡率に対応する安定人口の男女年齢分布を算出し、これと $t-5$ 年の男女年齢分布実績と比較することで、過去のコーホート変化が $t-5$ t 年における期首年齢割合にもたらした影響を相対化するという手法を導入する。分析の結果では、まず 1980～2010年のシンガポールにおける民族別人口の変化と横浜市及び横浜市の区の人口変化を

概観する。そして、シンガポール、横浜市、シンガポールの主要民族別、横浜市のいくつかの区の順に安定人口の年齢分布と実績の比較を示し、総人口増加率との関係を論じる。

なお、本稿の分析では、「将来人口推計に関する調査研究ならびにシステム開発事業 - 地域別将来人口推計」プロジェクトにおいて統計法第 32 条に基づき調査票情報を二次利用し作成した「人口動態統計」の集計表の一部を用いている。

1. 分析手法

まず、総人口増加率は、「出生数による純増」と「コーホート増加率の期首人口割合による加重平均」の和に分解されることをみる。この関係から、コーホート増加率（移動率マイナス死亡率の和）が男女年齢強い関数であることを通じ、期首年齢割合は総人口増加率に影響することになる。

続いて、しかしながら、期首人口割合は過去の出生力及び人口移動と死亡率によって決定されるため、過去すべての期間の純移動率及び死亡率の時系列変動が統計的独立でない限り、期首（ $t-5$ ）年の人口割合が $t-5$ t 年の人口増加率へ及ぼす影響を $t-10$ $t-5$ 年以前の期間のコーホート変化と独立に分析することはできない（ $t-10$ $t-5$ 年以前の期間の純移動率、死亡率を統御する必要がある）ことをみる。

そこで、ここでは $t-5$ t 年の人口増加率への期首人口割合の影響をみるため、 $t-5$ t 年の純移動率及び死亡率が $t-10$ $t-5$ 年以前の期間の純移動率、死亡率と完全相関している場合の、仮想的な人口（安定人口）の男女年齢分布を算出し、これと $t-5$ 年の男女年齢分布（実績）と比較することで、過去のコーホート変化が $t-5$ t 年における期首年齢割合にもたらした影響を相対化し、今後（ $t-5$ t 年）の人口変動に及ぼす期首年齢割合の影響への示唆を得ることを狙う。

記号法

P^t	... t 年の総人口
P_x^t	... t 年男女年齢 $x-4 \sim x$ 歳人口
M_X^T	... $t-5$ t 年の男女 $x-9 \sim x-5$ $x-4 \sim x$ 歳コーホートの純移動数
D_X^T	... $t-5$ t 年の男女 $x-9 \sim x-5$ $x-4 \sim x$ 歳コーホートの死亡率
B^T	... $t-5 \sim t$ 年の男児女児出生数
$r_x^t = \frac{P_x^t}{P^t}$... t 年男女年齢 $x-4 \sim x$ 歳人口が総人口にしめる割合。記号が煩雑になるため、男女の別は記号には明示していないが男女年齢別人口の総人口にしめる割合（分布）である。以下同様。
$m_X^T = \frac{M_X^T}{P_x^{t-5}}$... $t-5$ t 年の男女 $x-9 \sim x-5$ $x-4 \sim x$ 歳コーホートの純移動率
$d_X^T = \frac{D_X^T}{P_x^{t-5}}$... $t-5$ t 年の男女 $x-9 \sim x-5$ $x-4 \sim x$ 歳コーホートの死亡率

[1]式は、コーホートに関する人口学の基本方程式と呼ばれる。これは、期末 $5 \sim 9$ 歳以上の人口については、同一コーホートの期首人口のうち死亡しないものと超過転入数の和で

あらわすことができることを示す。

$$\begin{aligned} P_x^t &= P_{x-5}^{t-5} - D_X^T + M_X^T \\ \Leftrightarrow P_x^t &= P_{x-5}^{t-5} (1 - d_X^T + m_X^T) \quad \dots[1] \\ \Leftrightarrow P^t r_x^t &= P^t r_x^{t-5} (1 - d_X^T + m_X^T) \end{aligned}$$

なお、純移動数については、[2]式で推定されるため、[1]式は統計上の恒等式である。

$$M_{X-5}^T = P_x^t - (P_{x-5}^{t-5} - D_{X-5}^T) \quad \dots[2]$$

[1]式の関係性を 0~4 歳、...、85 歳以上の期首人口及び t~t+5 年出生コーホートについて書き下すと[3]~[7]式の通りとなる。

$$\text{出生 } 0 \sim 4 \text{ 歳} \quad \dots P^t r_{0-4}^t = P^{t-5} \frac{B^t}{P^{t-5}} (1 - d_{\text{出生} \rightarrow 0-4}^T + m_{\text{出生} \rightarrow 0-4}^T) \quad \dots[3]$$

$$0 \sim 4 \text{ 歳 } \quad 5 \sim 9 \text{ 歳} \quad \dots P^t r_{5-9}^t = P^{t-5} r_{0-4}^{t-5} (1 - d_{0-4 \rightarrow 5-9}^T + m_{0-4 \rightarrow 5-9}^T) \quad \dots[4]$$

...

$$x-9 \sim x-5 \text{ 歳} \quad x-4 \sim x \text{ 歳} \quad \dots P^t r_x^t = P^{t-5} r_{x-5}^{t-5} (1 - d_X^T + m_X^T) \quad \dots[5]$$

...

$$80 \sim 84 \text{ 歳} \quad 85 \sim 89 \text{ 歳} \quad \dots P^t r_{85-89}^t = P^{t-5} r_{80-84}^{t-5} (1 - d_{80-84 \rightarrow 85-89}^T + m_{80-84 \rightarrow 85-89}^T) \quad \dots[6]$$

$$85 \text{ 歳以上} \quad 90 \text{ 歳以上} \quad \dots P^t r_{90+}^t = P^{t-5} r_{85+}^{t-5} (1 - d_{85+ \rightarrow 90+}^T + m_{85+ \rightarrow 90+}^T) \quad \dots[7]$$

なお、 $d_{\text{出生} \rightarrow 0-4}^T$ 、 $m_{\text{出生} \rightarrow 0-4}^T$ はそれぞれ死亡数及び純移動数の t-5 ~ t 年の出生数に対する比である。

[3]~[7]式の両辺を足し上げると[8]式の関係を得る。

$$P^t \sum_{x=0-4}^{90+} r_x^t = P^{t-5} \left\{ \frac{B^t}{P^{t-5}} (1 - d_{\text{出生} \rightarrow 0-4}^T + m_{\text{出生} \rightarrow 0-4}^T) + \sum_{x=0-4}^{85+} [r_x^{t-5} (1 - d_{x+5}^T + m_{x+5}^T)] \right\} \quad \dots[8]$$

期末人口割合の合計は 1 である ($\sum_{x=0-4}^{90+} r_x^t = 1$)。[8]式は、期末人口規模が「出生による純増

(当該期に出生するコーホートのうち期末残存数の期首総人口と比した相対的な規模)」及び「期首 0~4 歳人口のコーホート変化率の期首人口割合による加重平均」に分解されることを示す。T 期における人口増加率についての関係を得るため、両辺から P^{t-5} を引いて P^{t-5} で割ると、[9]式の関係を得る。

$$\frac{P^t - P^{t-5}}{P^{t-5}} = \frac{B^t}{P^{t-5}} (1 - d_{\text{出生} \rightarrow 0-4}^T + m_{\text{出生} \rightarrow 0-4}^T) + \sum_{x=0-4}^{85+} [r_x^{t-5} (m_{x+5}^T - d_{x+5}^T)] \quad \dots[9]$$

したがって、総人口増加率は「出生による純増」と「期首 0~4 歳以上のコーホートの増加率を期首人口割合で加重平均したもの」に分解することができる。この関係を通じ、期首人口割合は T 期の総人口成長率に影響を及ぼす。

次に、期首人口割合は過去の歴史的な出生力及び人口移動と死亡率によって決定されることをみる。[1]式の関係に戻り、この関係が同一コーホートの過去の期間においても成立

することに着目し、t-5年の人口に対しt-10年の人口との関係を代入すると[9]式の関係を得る。

$$\begin{aligned}
 P_x^t &= P_{x-5}^{t-5} (1 - d_X^T + m_X^T) \\
 &= P_{x-10}^{t-10} (1 - d_{X-5}^{T-5} + m_{X-5}^{T-5}) (1 - d_X^T + m_X^T) \\
 &\Leftrightarrow \\
 P_x^t r_x^t &= P_{x-10}^{t-10} r_{x-10}^{t-10} (1 - d_{X-5}^{T-5} + m_{X-5}^{T-5}) (1 - d_X^T + m_X^T)
 \end{aligned} \quad \dots[9]$$

したがって、[8]式でみたように、現在(t-5年)の男女年齢割合(割合)は将来(t年)の男女年齢(割合)に影響を及ぼすと同時に、現在(t年)の男女人口割合(分布)は、過去(t-10年)の男女人口割合(分布)の影響を受ける。過去に遡りながら繰り返し代入を続けると、一般に[10]式の関係を得る。

$$\begin{aligned}
 P_x^t &= P_{x-5}^{t-5} (1 - d_X^T + m_X^T) \\
 &= P_{x-10}^{t-10} (1 - d_{X-5}^{T-5} + m_{X-5}^{T-5}) (1 - d_X^T + m_X^T) \\
 &\vdots \\
 &= B^{t-s} \prod_{\tau=0}^s (1 - d_{X-\tau}^{T-\tau} + m_{X-\tau}^{T-\tau})
 \end{aligned} \quad [10]$$

すなわち、現在の男女年齢分布は、当該コーホートについて、出生する期間の期首総人口と比した相対的な規模及び出生後の期間の死亡と移動(コーホート変化)によって決定される。さらに、出生数は再生産女子年齢割合(と出生率)によって決定される。その時点の再生産女子年齢割合は過去の男女年齢分布とコーホート変化によって決定されるので、現在の男女年齢分布は歴史的な人口変動の結果である。これは直感的にも自明であろうが、このため過去のコーホート変化と独立に期首年齢割合が今後の人口変動に及ぼす影響を分析することができないことになる。この点をみるため、過去すべての期間の純移動率及び死亡率の時系列変動が統計的独立ならば、[11]式の関係が成るので、[12]式が成立することに注意する。これを用いると、[9]式の関係から[13]式を得る。

$$\begin{aligned}
 \text{Cov} \left[d_{X-s}^{T-s}, d_X^T \mid P_{x-5}^{t-5}, I \right] &= 0 \\
 \text{Cov} \left[m_{X-s}^{T-s}, m_X^T \mid P_{x-5}^{t-5}, I \right] &= 0 \\
 \text{Cov} \left[m_{X-s}^{T-s}, d_X^T \mid P_{x-5}^{t-5}, I \right] &= 0 \\
 \text{Cov} \left[d_{X-s}^{T-s}, m_X^T \mid P_{x-5}^{t-5}, I \right] &= 0
 \end{aligned}, \quad \forall s > 0, I = \{ P_{x-5-s}^{t-5-s}, d_{X-s}^{T-s}, m_{X-s}^{T-s} \} \quad \dots[11]$$

$$\begin{aligned}
 E \left[(m_{X-5}^{T-5} - d_{X-5}^{T-5}) d_X^T \mid P_{x-5}^{t-5}, I \right] &= E \left[(m_{X-5}^{T-5} - d_{X-5}^{T-5}) d_X^T \mid P_{x-5}^{t-5} \right] \\
 E \left[(m_{X-5}^{T-5} - d_{X-5}^{T-5}) m_X^T \mid P_{x-5}^{t-5}, I \right] &= E \left[(m_{X-5}^{T-5} - d_{X-5}^{T-5}) m_X^T \mid P_{x-5}^{t-5} \right]
 \end{aligned} \quad \dots[12]$$

$$\begin{aligned}
 E \left[P_x^t \mid P_{x-5}^{t-5}, I \right] &= E \left[P_{x-10}^{t-10} (1 - d_{X-5}^{T-5} + m_{X-5}^{T-5}) (1 - d_X^T + m_X^T) \mid P_{x-5}^{t-5}, I \right] \\
 &= P_{x-10}^{t-10} (1 - d_{X-5}^{T-5} + m_{X-5}^{T-5}) \\
 &\quad - E \left[(m_{X-5}^{T-5} - d_{X-5}^{T-5}) d_X^T \mid P_{x-5}^{t-5}, I \right] \\
 &\quad + E \left[(m_{X-5}^{T-5} - d_{X-5}^{T-5}) m_X^T \mid P_{x-5}^{t-5}, I \right] \\
 &= E \left[P_{x-5}^{t-5} (1 - d_X^T + m_X^T) \mid P_{x-5}^{t-5} \right] \\
 &= P_{x-5}^{t-5} r_{x-5}^{t-5} E \left[(1 - d_X^T + m_X^T) \mid P_{x-5}^{t-5} \right]
 \end{aligned} \quad \dots[13]$$

[13]式は、過去すべての期間の純移動率及び死亡率の時系列変動が統計的独立でないなら、

t-5 t年の人口増加率への期首人口割合の影響をt-10 t-5年以前の期間のコーホート変化と独立に分析することはできない(t-10 t-5年以前の期間の純移動率、死亡率を統御する必要があるので)ことを意味する。この問題に対処するため、ここでは発想を逆転し、t-5 t年の人口増加率への期首人口割合の影響をみるため、t-5 t年の純移動率及び死亡率がt-10 t-5年以前の期間の純移動率、死亡率と完全相関している場合の仮想的な人口(安定人口)の男女年齢分布を算出することを考える。これとt-5年の男女年齢分布実績と比較することで、過去のコーホート変化がt-5 t年における期首年齢割合にもたらした影響を相対化し、今後(t-5 t年)の人口変動に及ぼす期首年齢割合の影響を検討する。

t-5 t年の純移動率及び死亡率が過去すべての期間で一定であった場合に実現される男女年齢分布は、安定人口(人口成長率ゼロ)を仮定すると、任意の男女年齢階級の人口規模を基数として、[14]~[18]で計算される。

$$\text{出生 } 0 \sim 4 \text{ 歳} \quad \dots P_{0-4} = B \left(1 - d_{\text{出生} \rightarrow 0-4}^T + m_{\text{出生} \rightarrow 0-4}^T \right) \quad \dots [14]$$

$$0 \sim 4 \text{ 歳 } \quad 5 \sim 9 \text{ 歳} \quad \dots P_{5-9} = P_{0-4} \left(1 - d_{0-4 \rightarrow 5-9}^T + m_{0-4 \rightarrow 5-9}^T \right) \quad \dots [15]$$

...

$$x-9 \sim x-5 \text{ 歳 } \quad x-4 \sim x \text{ 歳} \quad \dots P_x = P_{x-5} \left(1 - d_x^T + m_x^T \right) \quad \dots [16]$$

...

$$80 \sim 84 \text{ 歳 } \quad 85 \sim 89 \text{ 歳} \quad \dots P_{85-89} = P_{80-84} \left(1 - d_{80-84 \rightarrow 85-89}^T + m_{80-84 \rightarrow 85-89}^T \right) \quad \dots [17]$$

$$85 \text{ 歳以上 } \quad 90 \text{ 歳以上} \quad \dots P_{90+} = \frac{P_{85-89} \left(1 - d_{85+ \rightarrow 90+}^T + m_{85+ \rightarrow 90+}^T \right)}{\left(m_{85+ \rightarrow 90+}^T - d_{85+ \rightarrow 90+}^T \right)} \quad \dots [18]$$

基数とする男女年齢階級は任意であり、たとえば $P_{85-89} = m_{85+ \rightarrow 90+}^T - d_{85+ \rightarrow 90+}^T$ を基数とし

て、85歳以上の人口集団に流入する規模と流出する規模を同じにすることで安定人口を解くこともできる。しかしながら、純移動率及び死亡率が男女別に(年齢で)条件付けされた率になっているため、男女比を決める必要がある。出生性比は異常な出生制限がない限り105前後であり、男女別出生数を基数に用いるのが自然であろう。

ここでの安定人口の男女年齢分布は、t-5 t年の純移動率及び死亡率によって決定され、出生率に依存しないことに注意を要する。たとえば、出生数の再生産女子人口に対する比を出生力の代理指標とみると、t-5 t年の純移動率及び死亡率に対応する安定人口の男女年齢分布は(どの年齢を基数としても)解かれているので、t-5 t年の移動及び死亡の状況で人口増加率ゼロを実現する水準の出生力が計算されることになる。

このようにして計算される安定人口の男女年齢分布は、t-5 t年の純移動率及び死亡率によって実現されるものであるため、t-5年の男女年齢分布(実績)と乖離がある場合、t-10 t-5年以前の期間の純移動率及び死亡率の影響であることになる。たとえば、安定人口より実績の若年人口割合が高い場合、t-10 t-5年以前の期間の移動率がt-5 t年よりも若年人口で転入超過が大きかった(もしくは、過去の期間における男女年齢別の移動・死亡状況を所与とした安定人口の水準より出生力が高かった)ことによる。この場合、安定人口より実績の若年人口割合が高いため、安定人口より実績の高齢人口割合は低くなっている。t-10 t-5年以前の期間の生残率がt-5 t年よりも大きいと、逆に安定人口より実績の高齢人口割合が高くなるが、生残率が過去に比べ大きく低下することは通常ではない。そのた

め、安定人口より実績の高齢人口割合が高くなるのは、 $t-5$ t 年より $t-10$ $t-5$ 年以前の期間の若年層の人口流出の影響（や過去のある時期に若年人口で転入超過や移動・死亡の状況を所与とした安定人口の水準より出生力が高かったものの、この状況は $t-5$ t 年まで継続せず、コーホートサイズがゆがんで大きくなった集団の加齢の影響）が大きいことが考えられる。出生数については、基数として与えているので、出生数の再生産女子人口に対する比は再生産女子人口割合（出生性比と 49 歳以下女子の移動率及び死亡率）によって決まることになる。 $t-5$ t 年と比べて $t-10$ $t-5$ 年以前の期間の 49 歳以下女子がより大きく転入超過であれば、安定人口における 15～49 歳女子人口割合は実績より高くなり、安定人口における出生力は低くなる（人口成長ゼロを実現する出生力は低くてよく、出生率が（移動がない場合の）置換水準より低くても人口は増加する）。

なお、移動率について完全相関を仮定する場合、レファレンスとする男女年齢プロファイルが先験的に与えられるわけではない。ここでみるように直近の実績値を固定するほかにも、移動率がゼロ（封鎖人口）という候補もあるように思われる。ここでの分析は当該人口集団に固有（ゼロでない）の移動が期首人口にもたらした影響をみることを目的とするため、封鎖人口は検討しないが、移動がない場合との比較も有用な示唆をえるものと考えられる。どのような人口集団をレファレンスとするのが賢い手法なのか、今後の課題としたい。

2. 分析結果

2.1. データ

シンガポールでは 2000 年以後、人口センサスも登録人口ベースとして実施しており、外国人も含む総人口については、人口規模以外には男女年齢構造も含めデータがえられない。そのため、本稿でもシンガポール市民と永住者からなるシンガポール在住者を分析の対象とし、継続的にデータが入手可能な 1980 年から 2010 年の期間を対象とする。1980 年以後 10 年毎は人口センサスの結果（*Singapore Census of Population*, Singapore Department of Statistics）、1985 年については年央人口推計値（*Yearbook of Statistics Singapore 1985/86*, Singapore Department of Statistics）、1995 年と 2005 年は一般世帯調査（*General Household Survey*, Singapore Department of Statistics）の結果を用いた。いずれも 6 月末現在人口である。なお、シンガポールについては、1985 年の年齢別人口の最年長階級は 70 歳以上、1995 年については 80 歳以上、2005 年は 85 歳以上でしかえられない。そのため、安定人口の最年長年齢階級に関する[18]式の関係は、1980～1985 年は 65 歳以上～70 歳以上、1985～1990 年は 70 歳以上～75 歳以上、1990～1995 年は 75 歳以上～80 歳以上、1995～2000 年以後の期間は 80 歳以上～85 歳以上の推移に用いる。

シンガポールでは、出生率、死亡率、移動率のいずれにおいても民族格差があることが昨年度までの分析で明らかになった。ここでも、分析はシンガポールにおける主要民族である中国系とマレー系の別に行う。人口動態については、人口動態統計（*Registration of Births and Deaths Statistics*, Registry of Births and Deaths, Immigration and Checkpoints Authority, Singapore）各年版から、民族別出生月別男児女児出生数及び民族別男女年齢別死亡数を用いる。後者から 1980 年から 2010 年までの 5 年毎に民族別に生命

表を作成し、これからえられる生命表生残率の期首年と期末年の年齢別平均で期間生残率を推定した。また、純移動はこの期間生残率と静態人口から推定した。

横浜市については、1980年から2010年の国勢調査による男女年齢別総人口、人口動態統計による男女年齢別生年別発生前月別死亡数と出生月別男児女児出生数を用いた。シンガポールの生残率は生命表生残率を用いて推定したが、横浜市では男女出生コーホート別死亡数の期首国勢調査人口に対する比による生残率を用いたため、死亡数は実績値になる。純移動率は、この生残率を用いたセンサス間推計値を用いた。また、1995年から2010年の期間については、横浜市の区別にもデータを整理し、同様の分析を行った。

2.2. シンガポールと横浜市の人口変動の概観：1980～2010年

2010年人口センサスによるシンガポール在住者は3,771,721人であった(表1)。このうち、中国系が74.1%、マレー系が13.4%、その他が12.6%である。年齢割合をみると、0～14歳割合は1980年の27.1%から2010年の17.4%へ減少しており、急速に少子化が進行していることがうかがえる。一方で、65歳以上人口は1980年4.7%から2010年9.0%、75歳以上人口は1980年1.3%から2010年3.6%への増加にとどまり、2010年においても高齢化はそれほど深刻な状況ではない。

シンガポールの民族別に年齢割合をみると、中国系の0～14歳割合は急速な少子化を反映し1980年の26.7%から2010年の15.7%へ11.0ポイント減少した。一方、マレー系の0～14歳割合は1980年30.1%から2010年は22.4%へ、7.7ポイントの減少であった。65歳以上人口は、中国系で1980年5.3%から2010年10.1%へ増加しており、マレー系の1980年2.6%から2010年6.1%よりも上昇が著しい。

このような少子化(高齢化)は平均年齢の上昇によって簡潔に確認することができる(表2)。シンガポール在住者のうち、中国系人口の平均年齢は1980年28.3歳から2010年38.6歳へ、この30年間で10.3歳上昇した。マレー系人口の平均年齢は1980年25.5歳から2010年33.2歳へと7.7歳の上昇である。

人口増加率については、1990年代に10%を超える成長があったが、1980年代と2000年代前半では6%前後を推移し、2000年代後半は9%近くの人口成長率に上昇している(表3)。総人口成長率の要因を自然増減、社会増減の別にみると、マレー系の出生率の高さが目立つ。マレー系の人口増加率のほとんどは高出生率による自然増に起因し、実際1985～1990年は9%ほどの社会減があったにもかかわらず、同程度の自然増がオフセットして、この間0.5%の人口増加率になった。マレー系では、1985～1990年を除くと社会増減はほとんどなく、急速に進行する少子化によって2000年代には急速に人口成長率を低下させている。他方、中国系の人口については、1990年代以降4%ほどの社会増があり、少子化による自然増加率の低下(1980年代から1990年代前半の5.5%程度から2005～2010年の2.3%への減少)を埋め合わせていたといえる。

急速な人口増加によって、シンガポールの在住者のみでみた人口密度は1980年の1 km^2 あたり3,907人から2010年には5,309人に増加している(表4)。なお、シンガポールでは近年外国人の増加が著しく、外国人も含む総人口の1 km^2 あたりの人口密度は1980年3,907人、1990年4,814人、2000年5,900人、2005年6,121人、2010年7,146人へと増加している(Population Trend 2013, Singapore Department of Statistics)。

2010年国勢調査による横浜市の総人口は3,688,773人であり、シンガポール在住者とはほぼ同程度の規模がある(表5)。0~14歳割合についてみると、1980年は24.1%であったが、1990年に17.2%と2010年のシンガポールとほぼ同程度の水準になり、2010年は13.3%に低下している。65歳以上人口割合は、1980年に6.3%であったが、1990年に8.7%と2000年代のシンガポールとほぼ同程度の水準となり、2000年に14.0%、2010年に20.1%と、横浜市では近年急速に高齢化が進行していることがわかる。

横浜市の総人口の成長率は、1980年代は7~8%であり、2000年代のシンガポールとほぼ同程度の水準であったが、1990年代以降の人口成長率は3~4%へと低下している(表6)。総人口成長率の要因を自然増減、社会増減の別にみると、横浜市の1980年代の自然増加率及び社会増加率はともに3~4%であり、いずれも2000年代のシンガポールと同程度の水準にあったことがわかる。急速に進む少子高齢化により、2005~2010年の横浜市における自然増加率は1.0%であった。横浜市の2005~2010年の粗出生率45.0‰はシンガポールにおける中国系の2005~2010年(45.9‰)と同程度の水準であるが、粗死亡率は45.0‰まで上昇している。これはシンガポールにおける2005~2010年の粗死亡率23.4‰の2倍近い水準である。

1990年代の横浜市の人口の変化は2000年代のシンガポールにおける人口変動と似通っていたことについては、平均年齢(や年齢割合)の推移からも確認できる(表7、表9)。横浜市の総人口の平均年齢は、1980年32.2歳(1990年代のシンガポールと同水準)、1980年代は36~38歳で2000年代のシンガポールと同水準、横浜市の総人口の平均年齢は2010年には43.4歳になっており、この30年間で11.2歳上昇した。

横浜市の区別に人口の変化をみると、横浜市のなかでも地域によって大きな差があることがわかる(表7、表9、表10)。平均年齢でみると、青葉区や都筑区は1995年の35歳前後から2010年の40歳前後へと推移しており、相対的に若い水準を維持している。1995年の青葉区や都筑区の水準は、シンガポールにおける2000年代の中国系人口よりも若い水準である。一方、横浜市全体で1995年の平均年齢は38.2歳であったが、1995年の平均年齢がすでに40歳を超える区もある(中区41.9歳、西区41.4歳)。また、1995年から2010年の変化に着目すると、シンガポールでは32.6歳から37.2歳へと+4.6歳、横浜市全体では38.2歳から43.4歳へと+5.2歳であったが、栄区の38.3歳から45.2歳(+6.9歳)を筆頭に、旭区の38.6歳から45.5歳(+6.8歳)や港南区の37.8歳から44.6歳(+6.8歳)など7歳近く上昇している区もあり、少子高齢化がより急速に進展していることがわかる。

2010年の横浜市の総人口の人口密度は1km²あたり8,434人であった(表8)。人口密度でみると、シンガポールと同程度かそれ以上に人口集積の進んだ都市地域であるといえる。2010年の人口密度を区別にみると、南区の1km²あたり15,482人がもっとも多い。横浜市の面積437.4km²のうち、南区は12.6km²で西区の7.0km²について狭く、シンガポールの716.1km²(2010年)における人口密度と単純に比較すべきではないが、局所的にみて(南区では)シンガポール全域の2倍以上に人口集積が進んだ地域である。

以下の分析について、紙幅の都合で横浜市の18区すべてを取り上げることはできない。ここでは、横浜市のなかでも青葉区、都筑区、南区、旭区の4区を取り上げる。青葉区と都筑区は人口の年齢構造が若く、出生数も相対的に多い地域である。0~14歳割合をみると、青葉区の1995年が17.0%、都筑区では1995~2010年を通し19~20%で推移しており、2000年代のシンガポール、もしくは1990年代以後のシンガポールにおける中国系と同様

の水準にある。また、1995～2000年の粗出生率は、青葉区 62.9‰、都筑区 69.5‰であり、1995～2010年の中国系の 64.5～45.9‰より高く、2005～2010年のマレー系の 63.5‰と比較可能な水準にあった。また、青葉区における 1995～2000年と 2000～2005年の社会増加率は 3.5%と 5.7%であり、1990年代以後の中国系の 4%程度の社会増加率と同程度の水準である一方、都筑区は 1995～2000年 26.9%、2000～2005年 10.9%、2005～2010年 8.9%と非常に高い水準にあった。

南区は、横浜市の中なかでも人口密度がもっとも高い地域であることを指摘したが、出生力の低下と高齢化の進展（による死亡率の上昇）が著しく、近年は自然減に転じている。南区における 2005～2010年の自然増加率-1.0%は横浜市内最低である。旭区も平均年齢の上昇が著しいことに触れたが、近年の出生力の低下と死亡率の上昇が著しい地域である。旭区の 2010年の 65歳以上人口割合は、24.3%で栄区とならび横浜市内最高で、75歳以上割合については 10.9%でもっとも高い。旭区の粗死亡率は 1995～2000年の 28.7‰から 2005～2010年の 39.1‰へと 10.8ポイント上昇しており、横浜市内最大の上昇幅であった。また、1995～2000年と 2000～2005年は社会減少を経験している。南区や旭区における人口変動と、期首人口割合が人口変動に及ぼした影響を考察することで、シンガポールにおいて今後進行する高齢化についての含意がえられるであろう。

2.2 . シンガポールと横浜市の人口変動と期首年齢割合

1980～1985年から 2005～2010年のそれぞれの期間について、シンガポールと横浜市の人口の年齢割合（実績）と安定人口の年齢分布を比較する（図 1、図 2）。安定人口の年齢分布は、それぞれの期間の男女年齢別純移動率と生残率が一定であったと仮定した場合の人口の年齢分布であり、男女年齢別人口が当該期のコーホート変化にしたがって一生を過ごすとき、加齢とともに増減する結果である。ここでは、死亡率 - 純移動率 + （安定人口の）出生数 ÷ 年齢区分数の和をコーホート減少率と呼ぶことにする。総人口増加率は「出生の純増」と「コーホート増加率の期首年齢割合による加重平均」であるため、コーホート減少率の（安定人口における）期首年齢割合による加重平均は人口増加率（=0）になる。また同時に、総人口増加率に関する指標と出生力に関連する指標として 15～49歳女子割合と期末 15～49歳女子人口千人あたりの出生数（以下では、子ども女性比）も比較する（表 11、表 12）。

1980～1985年と 1985～1990年のシンガポールでは、社会増減（実績）はほとんどなかった。安定人口の年齢分布も死亡率が高くなる 60歳代より下の年齢ではほぼ均一である一方、実績の年齢割合は 20～30歳代前半で高かった。安定人口に比べ、実績の 0～14歳割合は著しく高く、高齢割合は著しく低い。これは、20～30歳代前半の出生数（コーホートサイズ）と過去の期間の転入超過数が当該期間より大きかったためである。このため、実績の 15～49歳女子人口割合は安定人口より高く、子ども女性比（実績）は安定人口より低い（人口増加率=0を実現するための出生力は実績より低くてよい）。当該期の移動及び死亡率の状況にしたがった場合の成長率ゼロの人口では、若干の社会増があるが実績の自然増に対し安定人口では自然減で、より高齢化が進んだ状態にあり、出生率は低く死亡率は高い。

1990～1995年以後のシンガポールでは、自然増加率が低下して社会増が大きくなり、とくに 2005～2010年では 3.2%の自然増加と 5.6%の社会増加となった。20歳代後半から 30

歳代の転入超過が大きい移動状況が続いた場合の安定人口についてみると、20歳代以下の割合が40～50歳代と比べ低くなる。実績の年齢割合を安定人口のものと比較すると、40歳代以下の年齢割合（実績）は安定人口の年齢割合よりも高く、逆に60歳代以上の年齢割合（実績）は安定人口よりも低い。シンガポールでは2005～2010年においても、依然として過去の動態率が若年人口割合を多くしており、高齢化の進行が抑えられている。

横浜市では、1980～1985年や1985～1990年に3～4%の社会増加があり、安定人口の年齢割合は30～50歳代に比べ20歳代以下で低くなっているが、実績の年齢割合は40歳代以下で安定人口より高く60歳代以上で低くなっており、2005～2010年のシンガポールにおける人口変動と類似している。2000年代以後の横浜市では急速に高齢人口割合が増加しており、若年層の転入超過の水準も低下傾向にある。2010年時点で40歳代の団塊ジュニア世代が多く70歳代以上の高齢者が少ないことを除くと、実績の年齢分布は安定人口と非常に近い。15～49歳女子人口割合（実績）も安定人口の水準に近づいており、子ども女性比（実績）は安定人口より低い（人口増加率=0を実現するための出生力は実績より低くてよい）が、2005～2010年の粗出生率（実績）は安定人口と同水準である。今後、実績と同程度の社会増加（2%程度）が続くとしても、団塊ジュニア世代が50歳代以上になり、また団塊の世代が死亡率の高い70歳代以上になると、自然減が大きくなり人口は減少を始めるであろうことがうかがわれる。

シンガポールの人口変動について民族別にみる（図3、図4、表13、表14）。中国系については総人口の7割以上を占めていることから、年齢割合（実績）と安定人口の関係は総人口における関係とほぼ同様の推移をしている。マレー系の人口では、まず1985～1990年にマイナス8.4%という社会減少があったことが目立つ。1985～1990年の移動及び死亡率の状況にしたがった場合の成長率ゼロの人口では、10歳代の年齢割合（実績）が安定人口より低く、20歳代後半から30歳代の年齢割合（実績）が安定人口より大きかった。20歳代後半から30歳代の出生数（コーホートサイズ）と過去の期間の転入超過数が当該期間の移動・死亡に対応する安定人口より大きかったため15～49歳女子人口割合（実績）は安定人口より大きく、子ども女性比も高い水準にあって安定人口の自然増を上回る自然増があり人口成長率はわずかにプラスであった。その他の期間については、マレー系の安定人口の年齢割合は、中国系よりもフラットであり、50歳代頃までほぼ一様である。マレー系の出生率は近年急速に低下していることや、年齢割合（実績）で2010年時点の60歳代以上の世代の規模が不連続に小さかったことを踏まえると、2010年時点の年齢割合が高い10歳代から20歳代前半及び40歳代から50歳代前半世代の加齢にしたがって、今後急速に高齢化が進行する可能性がある。

最後に、横浜市の区別の人口変動をみる（図5、図6、表15、表16）。南区は20歳代に転入超過があり安定人口の年齢分布は30歳代から50歳代と比べて20歳代以下で低くなっているが、20歳代以下では実績の年齢割合の方が低い。20歳代以下の出生数（コーホートサイズ）（と過去の期間の転入超過数）が当該期間より小さいことを示し、急速な少子化の進行が背後にあることがうかがえる。逆に、2010年時点の30歳代後半と40歳代前半及び60歳代の年齢割合（実績）が安定人口より大きく、死亡率の水準は低いがこれら世代の高齢化とともに今後は自然減に牽引された人口減少が本格化する可能性があることがうかがわれる。旭区は、とくに2000～2005年で20歳代から30歳代の転出超過があったこともあり、安定人口の年齢分布は20歳代以下よりも30歳代以降の年齢で80歳代まで一貫して

低くなっている。安定人口の年齢分布と実績を比較すると、南区と同様に 2010 年時点の 30 歳代後半と 40 歳代前半及び 60 歳代の年齢割合（実績）が安定人口より大きく、この傾向は南区より顕著である。2005～2010 年の人口増加率は南区-0.3%、旭区 0.6%であったが、今後は旭区の人口減少がより急速に進行する可能性が示唆される。

1995～2000 年の都筑区では、26.5%という非常に大きな社会増加があった。60 歳以下の年齢で軒並み転入超過となっており、とくに 30 歳代で大きな転入超過があった。このような人口動態が一定であった場合の安定人口の年齢分布は、若年層で継続した流入があるため人口成長率ゼロの出生は相対的に少なくてよい。また若年層で継続して流入があるのに、70 歳代までは死亡率も低いため、転入超過が累積していくことになる。そのため、70 歳代頃まで年齢とともにほぼ一様に割合も上昇している。1995～2000 年においても、安定人口の年齢分布に比べ、実績の年齢割合は相対的には安定しており、50 歳代以下の年齢層で実績の年齢割合の方が高く、とくに 20 歳代後半～30 歳代、そして 40 歳代前半の年齢割合が高い。このため、実績の粗出生率も高く 1995～2000 年の都筑区では、26.5%の社会増に加え、5.9%の自然増もあった。2005～2010 年の都筑区では、依然として 20 歳代から 30 歳代にかけて大きな転入超過があるが、2000～2005 年以前と比べ相対的に安定人口の年齢分布はフラットになりつつある。2010 年の時点の 30 歳代後半から 40 歳代の年齢割合（実績）極端に大きく、この世代の加齢は急速な高齢化をいずれ招くことになるだろう。また、1995～2000 年の大きな転入超過とこの時期の母の出生行動は 2010 年時点の 10 歳代の年齢割合を不均一に大きくした。これらの世代が再生産年齢に差しかかると一時的に出生数を引き上げる効果が期待される一方、今後継続して転入超過が続かなければ、年齢割合の乱れはいずれ急速な高齢化と人口減少をまねくことになる。

3. まとめ

シンガポールでは、1980～1985 年から 2000～2005 年の期間でほぼ一貫して社会増加率よりも自然増加率の方が大きかった。これは、再生産女性年齢人口割合（実績）が安定人口よりも大きく、当該期と比べ過去の人口動態率が再生産年齢人口を大きくしたため（出生力も実績より低くてよい状態に）あった。今後長期にわたり、若年層の転入超過が続かない限り、安定人口の年齢構造はフラットになると同時に実績の年齢分布は安定人口に近づくことになる。シンガポールでは 2010 年時点の年齢割合の高い 30～40 歳代世代の加齢にしたがって、横浜市と同様に高齢化社会へ急速に突入する可能性がある。とくに、マレー系の人口では、安定人口の年齢割合は、中国系よりもフラットであり年齢割合（実績）で 2010 年時点の 60 歳代以上の世代の規模が不連続に小さい。マレー系の出生力は 2000 年代以後急速に低下しており、2010 年時点の年齢割合の高い 10 歳代から 20 歳代前半及び 40 歳代から 50 歳代前半世代の加齢にしたがって、今後急速に高齢化が進行する可能性が示唆される。

横浜市の場合、南区や旭区のように高齢化の進行とともに、若年層における転入超過が安定人口に及ぼす影響は相対的に小さくなり、2010 年時点年齢割合（実績）が安定人口より大きい世代の高齢化とともに自然減に牽引された人口減少が本格化することが見込まれる。人口移動には地域性がある（時系列相関がある）一方で、死亡率や出生率と比べても比較的大きな期間変動が観察される。ある期間に若年層で転入超過があるとその期間の人

口増加率は高くなるが、年齢構造をゆがめることになる。都筑区のような大きな転入超過が長期的に継続し、超高齢化人口がもたらされることは考えにくい。人口移動は一時的ではなく長期にわたり継続しなければ年齢構造のゆがみはいずれ急速な高齢化と人口減少をまねくことになる。今後の見通しにあたっては、このような一時的な変化と、長期にわたる人口動態の変化の影響を明確に分離することが重要であろう。

表 1 . 民族別年齢別シンガポール在住者

年次	実数					年齢割合(%)				
	総数	中国系	マレー系	インド系	その他	総数	中国系	マレー系	インド系	その他
総数										
1980	2,413,945	1,856,237	351,508	154,632	51,568					
1985	2,558,000	1,953,900	380,800	164,700	58,600					
1990	2,705,115	2,102,795	382,656	190,907	28,757					
1995	2,986,500	2,311,300	423,500	214,900	36,800					
2000	3,273,363	2,513,847	455,207	257,866	46,443					
2005	3,467,814	2,626,723	480,722	291,131	69,238					
2010	3,771,721	2,793,980	503,868	348,119	125,754					
0～14歳										
1980	653,123	495,218	105,775	38,334	13,796	27.1	26.7	30.1	24.8	26.8
1985	623,800	466,300	101,700	37,900	17,900	24.4	23.9	26.7	23.0	30.5
1990	626,273	462,975	110,317	44,999	7,982	23.2	22.0	28.8	23.6	27.8
1995	685,400	488,100	131,000	54,100	12,200	22.9	21.1	30.9	25.2	33.2
2000	717,631	505,759	136,442	63,531	11,899	21.9	20.1	30.0	24.6	25.6
2005	695,319	480,270	128,726	69,252	17,071	20.1	18.3	26.8	23.8	24.7
2010	654,409	438,203	112,670	74,926	28,610	17.4	15.7	22.4	21.5	22.8
15～64歳										
1980	1,646,898	1,262,345	236,742	111,558	36,253	68.2	68.0	67.4	72.1	70.3
1985	1,800,600	1,374,800	267,000	120,000	38,800	70.4	70.4	70.1	72.9	66.2
1990	1,914,785	1,505,266	255,874	135,105	18,540	70.8	71.6	66.9	70.8	64.5
1995	2,098,800	1,660,900	270,800	145,300	21,800	70.3	71.9	63.9	67.6	59.2
2000	2,320,436	1,820,719	293,537	175,216	30,964	70.9	72.4	64.5	67.9	66.7
2005	2,492,802	1,916,562	323,805	203,870	48,565	71.9	73.0	67.4	70.0	70.1
2010	2,778,925	2,072,592	360,260	253,387	92,686	73.7	74.2	71.5	72.8	73.7
65歳以上										
1980	113,924	98,674	8,991	4,740	1,519	4.7	5.3	2.6	3.1	2.9
1985	133,600	112,800	12,100	6,800	1,900	5.2	5.8	3.2	4.1	3.2
1990	164,057	134,554	16,465	10,803	2,235	6.1	6.4	4.3	5.7	7.8
1995	202,300	162,300	21,700	15,500	2,800	6.8	7.0	5.1	7.2	7.6
2000	235,296	187,369	25,228	19,119	3,580	7.2	7.5	5.5	7.4	7.7
2005	279,693	229,891	28,191	18,009	3,602	8.1	8.8	5.9	6.2	5.2
2010	338,387	283,185	30,938	19,806	4,458	9.0	10.1	6.1	5.7	3.5
75歳以上										
1980	31,270	27,762	2,091	918	499	1.3	1.5	0.6	0.6	1.0
1985										
1990	59,368	52,443	3,971	2,224	730	2.2	2.5	1.0	1.2	2.5
1995	75,500	64,600	5,900	4,000	1,000	2.5	2.8	1.4	1.9	2.7
2000	80,043	66,301	7,264	5,199	1,279	2.4	2.6	1.6	2.0	2.8
2005	102,060	84,682	9,631	6,355	1,392	2.9	3.2	2.0	2.2	2.0
2010	134,258	111,803	12,562	8,056	1,837	3.6	4.0	2.5	2.3	1.5

シンガポール在住者=シンガポール市民+永住者 .

表 2 . 民族別シンガポール在住者の平均年齢

年次	総数	中国系	マレー系	インド系	その他
1980	27.9	28.3	25.5	28.7	28.7
1990	31.2	31.8	27.6	31.0	31.2
1995	32.6	33.4	29.0	31.1	31.2
2000	33.8	34.7	29.6	32.6	33.0
2005	35.8	36.9	31.6	33.7	32.8
2010	37.2	38.6	33.2	33.5	32.4

表3. 民族別シンガポール在住者の増加率

期間	総数	中国系	マレー系	インド系	その他
人口増加率(%)					
1980～1985	6.0	5.3	8.3	6.5	13.6
1985～1990	5.8	7.6	0.5	15.9	-50.9
1990～1995	10.4	9.9	10.7	12.6	28.0
1995～2000	9.6	8.8	7.5	20.0	26.2
2000～2005	5.9	4.5	5.6	12.9	49.1
2005～2010	8.8	6.4	4.8	19.6	81.6
粗出生率(‰)					
1980～1985	84.2	77.8	101.8	97.2	152.2
1985～1990	86.8	77.5	116.9	99.5	201.7
1990～1995	87.7	77.4	120.4	96.9	323.0
1995～2000	73.7	64.5	97.6	80.4	316.9
2000～2005	59.2	50.9	76.3	67.3	250.7
2005～2010	54.0	45.9	63.5	62.6	202.2
粗死亡率(‰)					
1980～1985	26.2	26.4	21.8	33.9	25.7
1985～1990	25.6	25.4	22.9	30.6	35.3
1990～1995	25.4	25.0	24.4	27.6	57.1
1995～2000	24.9	24.5	24.3	25.5	50.2
2000～2005	23.4	23.5	24.0	21.0	28.8
2005～2010	23.4	23.6	24.8	20.1	20.7
自然増加率(%)					
1980～1985	6.0	5.3	8.3	6.5	13.5
1985～1990	6.3	5.4	9.4	7.4	12.4
1990～1995	6.5	5.5	10.1	7.4	30.3
1995～2000	5.1	4.2	7.6	6.0	30.2
2000～2005	3.7	2.8	5.4	4.9	27.6
2005～2010	3.2	2.3	4.0	4.7	25.6
社会増加率(%)					
1980～1985	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1
1985～1990	-0.5	2.2	-8.9	8.5	-63.3
1990～1995	3.9	4.4	0.6	5.2	-2.3
1995～2000	4.5	4.6	-0.1	14.0	-4.0
2000～2005	2.3	1.7	0.2	8.0	21.4
2005～2010	5.6	4.1	0.9	14.9	56.1

自然増加率(%)=100* [総人口(t年6月末)-総人口(t-5年6月末)] / 総人口(t-5年6月末) .

粗出生率(‰)=2000*出生数(t-5年7月～t年6月) / [総人口(t-5年6月末)+総人口(t年6月末)] .

粗死亡率(‰)=2000*死亡数(t-5年7月～t年6月) / [総人口(t-5年6月末)+総人口(t年6月末)] .

自然増加率(%)=100*[出生数(t-5年7月～t年6月)-死亡数(t-5年7月～t年6月)] / 総人口(t-5年6月末) .

社会増加率(%)=100* [総人口(t年6月末)-{総人口(t-5年6月末)-死亡数(t-5年7月～t年6月)+出生数(t-5年7月～t年6月)}] / 総人口(t-5年6月末) .

表 4 . シンガポールにおける在住者の人口密度

年次	総数	中国系	マレー系	インド系	その他
1980	3907.1	3004.4	568.9	250.3	83.5
1985	4122.2	3148.7	613.7	265.4	94.4
1990	4273.7	3322.1	604.5	301.6	45.4
1995	4612.1	3569.4	654.0	331.9	56.8
2000	4794.8	3682.2	666.8	377.7	68.0
2005	4976.0	3769.1	689.8	417.7	99.3
2010	5309.1	3932.8	709.2	490.0	177.0

表 5 . 年齢別総人口と年齢割合：横浜市，1980～2010 年

年次	横浜市				
	総数	0～14歳	15～64歳	65歳以上	75歳以上
実数					
1980	2,773,674	667,239	1,932,978	173,457	54,438
1985	2,992,926	628,434	2,146,888	217,604	74,956
1990	3,220,331	554,390	2,386,555	279,386	103,837
1995	3,307,136	491,853	2,450,168	365,115	131,320
2000	3,426,651	476,310	2,471,736	478,606	175,393
2005	3,579,628	486,605	2,483,597	609,427	245,934
2010	3,688,773	492,099	2,455,184	741,490	327,813
割合					
1980	100.0	24.1	69.7	6.3	2.0
1985	100.0	21.0	71.7	7.3	2.5
1990	100.0	17.2	74.1	8.7	3.2
1995	100.0	14.9	74.1	11.0	4.0
2000	100.0	13.9	72.1	14.0	5.1
2005	100.0	13.6	69.4	17.0	6.9
2010	100.0	13.3	66.6	20.1	8.9

表 6 . 総人口の増加率及び自然増加率，社会増加率：横浜市，1980～2010 年

期間	人口増加率 (%)	粗出生率 (‰)	粗死亡率 (‰)	自然増加率 (%)	社会増加率 (%)
1980～1985	7.9	64.4	22.3	4.4	3.5
1985～1990	7.6	55.5	23.7	3.3	4.3
1990～1995	2.7	50.9	26.6	2.5	0.2
1995～2000	3.6	49.9	29.3	2.1	1.5
2000～2005	4.5	47.3	31.2	1.6	2.8
2005～2010	3.0	45.0	34.8	1.0	2.0

人口増加率、粗出生率、粗死亡率、自然増加率、社会増加率の算出方法は表 3 と同じ。

表 7 . 総人口の平均年齢：横浜市及び区，1980～2010 年

年次	総数	鶴見区	神奈川区	西区	中区	南区	保土ヶ谷区	磯子区	金沢区	港北区
1980	32.2									
1985	34.1									
1990	36.0									
1995	38.2	38.6	39.3	41.4	41.9	41.0	38.9	38.8	38.3	37.4
2000	40.1	40.2	40.8	42.7	43.3	42.7	40.7	41.3	40.6	38.9
2005	41.9	41.5	41.9	43.5	44.3	44.4	42.8	43.6	42.7	40.4
2010	43.4	42.6	43.0	43.5	45.3	45.6	44.6	45.3	44.6	41.7
		戸塚区	港南区	旭区	緑区	瀬谷区	栄区	泉区	青葉区	都筑区
1995		37.4	37.8	38.6	36.9	37.9	38.3	38.0	35.2	34.5
2000		39.7	40.4	41.0	39.1	40.0	41.3	40.2	37.0	35.5
2005		41.7	42.6	43.7	40.8	41.9	43.2	42.1	39.0	37.2
2010		43.1	44.6	45.5	42.6	44.1	45.2	44.3	41.0	39.1

表 8 . 人口密度：横浜市及び区，1980～2010 年

年次	総数	鶴見区	神奈川区	西区	中区	南区	保土ヶ谷区	磯子区	金沢区	港北区
1980	6341.6									
1985	6842.9									
1990	7362.8									
1995	7561.2	7560.4	8633.1	10761.1	5605.1	15194.8	9011.2	8793.3	6577.8	8896.0
2000	7834.5	7646.8	8824.3	11125.0	5978.8	15409.8	9203.2	8608.0	6624.9	9372.8
2005	8184.3	7961.1	9290.0	12065.9	6719.4	15534.5	9323.0	8530.3	6793.2	9927.5
2010	8433.8	8190.7	9775.1	13475.4	7000.6	15481.7	9431.0	8515.2	6748.6	10492.7
		戸塚区	港南区	旭区	緑区	瀬谷区	栄区	泉区	青葉区	都筑区
1995		6797.0	11207.5	7661.0	5818.9	7079.8	6643.5	5931.9	7084.8	4181.0
2000		7009.8	11202.6	7715.5	6197.5	7092.7	6395.4	6268.4	7684.8	5552.9
2005		7305.7	11164.4	7619.2	6654.8	7424.5	6692.0	6480.2	8412.2	6409.2
2010		7660.5	11143.0	7662.1	6960.5	7395.9	6749.5	6622.6	8659.6	7206.3

表 9 . 年齢割合の推移：横浜市の区，1995～2010 年

年次	年齢割合(%)																	
	鶴見区	神奈川区	西区	中区	南区	保土ヶ谷区	磯子区	金沢区	港北区	戸塚区	港南区	旭区	緑区	瀬谷区	栄区	泉区	青葉区	都筑区
0～14歳																		
1995	14.3	12.9	12.1	11.9	12.6	14.4	14.7	15.8	13.7	15.6	15.5	14.9	16.3	15.9	14.3	16.0	17.0	19.6
2000	13.4	11.9	10.7	11.5	11.9	13.5	13.1	13.8	12.9	14.2	14.1	13.7	14.9	14.9	12.8	15.2	16.4	20.0
2005	13.1	11.4	10.5	11.1	11.4	12.9	12.6	13.0	12.9	14.1	13.3	13.1	14.8	14.9	13.1	14.8	16.3	19.4
2010	13.2	11.7	10.8	11.3	11.2	12.3	12.0	12.9	12.6	14.4	12.8	12.8	14.6	14.5	13.3	14.0	15.3	18.5
15～64歳																		
1995	73.8	73.8	71.5	72.8	72.7	73.4	73.3	72.6	75.9	74.9	75.0	73.9	74.4	73.2	76.0	73.7	75.5	73.6
2000	72.5	72.5	70.7	70.5	70.4	71.1	71.1	71.5	74.7	72.9	72.3	71.1	72.7	70.6	73.2	71.0	73.9	71.8
2005	71.0	71.6	70.2	69.5	68.0	68.1	67.9	68.8	72.5	69.0	68.9	66.6	69.5	66.7	68.4	67.3	71.1	69.8
2010	68.6	69.4	70.4	67.6	66.0	65.5	64.9	65.3	70.6	65.5	65.0	63.0	65.9	62.7	62.4	63.5	68.8	67.8
65歳以上																		
1995	11.9	13.3	16.4	15.3	14.7	12.1	12.0	11.6	10.4	9.5	9.5	11.2	9.3	10.9	9.6	10.2	7.5	6.8
2000	14.1	15.6	18.6	18.1	17.7	15.4	15.8	14.7	12.4	12.9	13.6	15.2	12.4	14.4	14.0	13.8	9.7	8.2
2005	15.9	17.1	19.3	19.3	20.6	19.0	19.5	18.1	14.7	16.9	17.8	20.3	15.7	18.3	18.6	17.8	12.6	10.7
2010	18.2	19.0	18.8	21.1	22.8	22.2	23.0	21.9	16.7	20.1	22.2	24.3	19.5	22.8	24.3	22.5	15.9	13.7
75歳以上																		
1995	4.5	4.9	6.5	5.4	5.2	4.2	4.1	4.4	3.7	3.5	3.2	3.7	3.4	3.7	3.4	4.0	2.7	2.5
2000	5.6	6.2	7.8	6.5	6.6	5.6	5.7	5.7	4.7	4.6	4.4	5.2	4.5	5.0	4.9	5.0	3.5	2.9
2005	6.7	7.5	9.1	8.1	8.6	7.8	8.1	7.6	6.1	6.3	6.4	8.1	6.1	7.1	6.6	6.7	5.1	4.1
2010	7.9	9.0	9.3	9.7	10.5	10.3	10.6	9.7	7.6	8.4	9.2	10.9	8.5	10.1	9.5	9.6	6.8	5.9

表 10．総人口の増加率及び自然増加率，社会増加率：横浜市の区，1995～2010年

期間	鶴見区	神奈川区	西区	中区	南区	保土ヶ谷区	磯子区	金沢区	港北区	戸塚区	港南区	旭区	緑区	瀬谷区	栄区	泉区	青葉区	都筑区	
人口増加率(%)																			
1995～2000	1.1	2.2	3.4	6.7	1.4	2.1	-2.1	0.7	5.4	3.1	0.0	0.7	6.5	0.2	-3.7	5.7	8.5	32.8	
2000～2005	4.1	5.3	8.5	12.4	0.8	1.3	-0.9	2.5	5.9	4.2	-0.3	-1.2	7.4	4.7	4.6	3.4	9.5	15.4	
2005～2010	2.9	5.2	11.7	4.2	-0.3	1.2	-0.2	-0.7	5.7	4.9	-0.2	0.6	4.6	-0.4	0.9	2.2	2.9	12.4	
粗出生率(‰)																			
1995～2000	51.8	45.8	39.1	39.6	42.3	45.1	48.8	42.4	55.2	49.6	48.8	45.9	53.8	55.1	42.0	49.7	62.9	69.5	
2000～2005	50.3	45.6	42.2	39.3	39.0	41.7	44.7	39.7	51.3	48.4	45.2	43.5	53.7	50.1	43.0	47.8	55.6	61.1	
2005～2010	49.1	45.3	46.2	40.1	36.9	37.1	43.4	40.1	51.0	49.0	41.2	39.1	49.1	45.5	42.5	45.6	47.8	54.2	
粗死亡率(‰)																			
1995～2000	34.5	34.8	43.7	48.6	40.6	32.7	32.5	28.7	25.3	25.6	26.1	28.3	23.1	28.6	24.6	26.5	18.3	18.5	
2000～2005	35.5	35.1	42.9	47.7	41.9	34.6	34.5	31.7	26.0	28.4	29.4	32.7	26.0	31.7	29.4	31.0	20.0	19.1	
2005～2010	37.9	36.8	42.4	49.2	47.0	38.8	40.0	35.7	29.1	32.1	33.4	39.1	30.4	38.5	33.6	35.1	23.0	20.5	
自然増加率(%)																			
1995～2000	1.7	1.1	-0.5	-0.9	0.2	1.2	1.6	1.4	3.1	2.4	2.3	1.8	3.2	2.7	1.7	2.4	4.6	5.9	
2000～2005	1.5	1.1	-0.1	-0.9	-0.3	0.7	1.0	0.8	2.6	2.0	1.6	1.1	2.9	1.9	1.4	1.7	3.7	4.5	
2005～2010	1.1	0.9	0.4	-0.9	-1.0	-0.2	0.3	0.4	2.3	1.7	0.8	0.0	1.9	0.7	0.9	1.1	2.5	3.6	
社会増加率(%)																			
1995～2000	-0.6	1.1	3.8	7.6	1.2	0.9	-3.7	-0.7	2.3	0.7	-2.3	-1.1	3.3	-2.5	-5.4	3.3	3.8	26.9	
2000～2005	2.6	4.2	8.5	13.3	1.1	0.6	-1.9	1.7	3.3	2.2	-1.9	-2.3	4.5	2.8	3.2	1.7	5.7	10.9	
2005～2010	1.7	4.3	11.3	5.1	0.7	1.3	-0.5	-1.1	3.4	3.1	-1.0	0.6	2.7	-1.1	0.0	1.1	0.4	8.9	

人口増加率、粗出生率、粗死亡率、自然増加率、社会増加率の算出方法は表 3 と同じ。

表 11 . 総人口増加率と平均年齢，年齢割合及び出生力関連指標：シンガポール，1980～2010年

	1980～1985年		1985～1990年		1990～1995年		1995～2000年		2000～2005年		2005～2010年	
	定常人口	実績	定常人口	実績	定常人口	実績	定常人口	実績	定常人口	実績	定常人口	実績
総人口増加率関連指標												
総人口増加率(%)	0.0	6.0	0.0	5.8	0.0	10.4	0.0	9.6	0.0	5.9	0.0	8.8
粗出生率(‰)	67.7	86.7	68.1	89.2	48.2	92.2	45.3	77.3	49.2	61.0	35.5	56.3
粗死亡率(‰)	93.9	34.7	86.9	32.9	94.0	29.9	80.1	29.3	63.1	24.7	75.9	24.6
自然増加率(%)	-2.6	5.2	-1.9	5.6	-4.6	6.2	-3.5	4.8	-1.4	3.6	-4.0	3.2
社会増加率(%)	2.6	0.8	1.9	0.1	4.6	4.2	3.5	4.8	1.4	2.3	4.0	5.6
総人口の平均年齢												
期首	37.4	27.5	38.5	29.3	43.3	30.9	44.1	32.2	42.5	33.7	47.2	35.3
期末	38.2	29.5	39.2	31.1	43.8	32.4	44.4	33.8	42.8	35.5	47.5	37.2
期首年齢割合(%)												
0-14歳	20.1	27.1	20.0	24.4	14.7	23.2	13.8	22.9	15.3	21.9	11.3	20.1
15-64歳	63.3	68.2	60.9	70.4	62.9	70.8	64.2	70.3	64.4	70.9	62.1	71.9
65歳以上	16.7	4.7	19.0	5.2	22.4	6.1	22.1	6.8	20.3	7.2	26.6	8.1
75歳以上	-	-	10.7	0.0	11.8	2.2	9.7	2.5	9.9	2.4	14.3	2.9
期末年齢割合(%)												
0-14歳	20.1	24.4	20.0	23.2	14.7	22.9	13.8	21.9	15.3	20.1	11.3	17.4
15-64歳	63.3	70.4	60.9	70.8	62.9	70.3	64.2	70.9	64.4	71.9	62.1	73.7
65歳以上	16.7	5.2	19.0	6.1	22.4	6.8	22.1	7.2	20.3	8.1	26.6	9.0
75歳以上	-	-	10.7	2.2	11.8	2.5	9.7	2.4	9.9	2.9	14.3	3.6
出生力関連指標												
期末15～49歳女子割合(%)	22.2	31.2	22.6	31.0	22.4	32.3	22.2	31.5	23.3	29.6	21.8	29.7
子ども女性比	305.3	277.6	301.9	288.1	215.3	285.7	204.2	245.5	211.5	206.2	162.9	189.6

15～49歳女子割合は総人口に対する比。ここでの子ども女性比とは，期末15-49歳女子千人あたりの当該期間の出生数。

表 12．総人口増加率と平均年齢，年齢割合及び出生力関連指標：横浜市，1980～2010年

	1980～1985年		1985～1990年		1990～1995年		1995～2000年		2000～2005年		2005～2010年	
	定常人口	実績	定常人口	実績	定常人口	実績	定常人口	実績	定常人口	実績	定常人口	実績
総人口増加率関連指標												
総人口増加率(%)	0.0	7.9	0.0	7.6	0.0	2.7	0.0	3.6	0.0	4.5	0.0	3.0
粗出生率(‰)	46.8	66.9	44.3	57.7	64.6	51.5	52.8	50.8	44.9	48.3	45.8	45.7
粗死亡率(‰)	75.0	23.2	77.2	24.6	63.3	27.0	67.9	29.8	72.3	31.9	65.5	35.3
自然増加率(%)	-2.8	4.4	-3.3	3.3	0.1	2.5	-1.5	2.1	-2.7	1.6	-2.0	1.0
社会増加率(%)	2.8	3.5	3.3	4.3	-0.1	0.2	1.5	1.5	2.7	2.8	2.0	2.0
総人口の平均年齢												
期首	43.7	32.2	44.9	34.1	41.6	36.0	43.7	38.2	46.1	40.1	45.7	41.8
期末	43.8	34.1	45.0	36.0	41.7	38.2	43.8	40.1	46.3	41.9	45.8	43.4
期首年齢割合(%)												
0-14歳	13.7	24.1	13.0	21.0	17.4	17.2	15.3	14.9	13.5	13.9	13.5	13.6
15-64歳	64.5	69.7	63.2	71.7	61.9	74.1	61.4	74.1	59.7	72.1	60.5	69.4
65歳以上	21.8	6.3	23.8	7.3	20.8	8.7	23.4	11.0	26.8	14.0	25.9	17.0
75歳以上	10.5	2.0	12.0	2.5	10.7	3.2	12.8	4.0	15.5	5.1	14.9	6.9
期末年齢割合(%)												
0-14歳	13.7	21.0	13.0	17.2	17.4	14.9	15.3	13.9	13.5	13.6	13.5	13.3
15-64歳	64.5	71.7	63.2	74.1	61.9	74.1	61.4	72.1	59.7	69.4	60.5	66.6
65歳以上	21.8	7.3	23.8	8.7	20.8	11.0	23.4	14.0	26.8	17.0	25.9	20.1
75歳以上	10.5	2.5	12.0	3.2	10.7	4.0	12.8	5.1	15.5	6.9	14.9	8.9
出生力関連指標												
期末15～49歳女子割合(%)	20.7	28.9	20.2	28.8	22.0	26.5	21.4	25.1	19.9	24.3	20.4	23.5
子ども女性比	226.3	231.6	219.0	200.0	293.4	194.3	246.6	202.2	225.3	198.5	224.4	194.4

15～49歳女子割合は総人口に対する比．ここでの子ども女性比とは，期末15-49歳女子千人あたりの当該期間の出生数．

表 13 . 総人口増加率と平均年齢，年齢割合及び出生力関連指標：シンガポールにおける中国系人口，1980～2010年

	1980～1985年		1985～1990年		1990～1995年		1995～2000年		2000～2005年		2005～2010年	
	定常人口	実績	定常人口	実績	定常人口	実績	定常人口	実績	定常人口	実績	定常人口	実績
総人口増加率関連指標												
総人口増加率(%)	0.0	5.3	0.0	7.6	0.0	9.9	0.0	8.8	0.0	4.5	0.0	6.4
粗出生率(‰)	67.0	79.8	54.1	80.4	44.9	81.2	43.4	67.3	50.3	52.1	38.8	47.3
粗死亡率(‰)	94.2	35.8	100.6	33.3	94.9	29.7	78.6	29.0	63.7	24.4	72.4	24.6
自然増加率(%)	-2.7	4.4	-4.6	4.7	-5.0	5.1	-3.5	3.8	-1.3	2.8	-3.4	2.3
社会増加率(%)	2.7	0.9	4.6	2.9	5.0	4.8	3.5	4.9	1.3	1.7	3.4	4.1
総人口の平均年齢												
期首	37.6	27.8	41.6	29.7	43.9	31.6	44.2	33.0	42.4	34.6	46.2	36.5
期末	38.4	29.9	42.4	31.8	44.5	33.2	44.4	34.7	42.7	36.7	46.5	38.6
期首年齢割合(%)												
0-14歳	19.9	26.7	16.8	23.9	14.0	22.0	13.7	21.1	15.9	20.1	12.6	18.3
15-64歳	62.9	68.0	60.4	70.4	62.7	71.6	64.0	71.9	63.1	72.4	61.2	73.0
65歳以上	17.2	5.3	22.9	5.8	23.3	6.4	22.2	7.0	21.0	7.5	26.2	8.8
75歳以上	-	-	13.1	0.0	12.4	2.5	10.0	2.8	10.7	2.6	14.4	3.2
期末年齢割合(%)												
0-14歳	19.9	23.9	16.8	22.0	14.0	21.1	13.7	20.1	15.9	18.3	12.6	15.7
15-64歳	62.9	70.4	60.4	71.6	62.7	71.9	64.0	72.4	63.1	73.0	61.2	74.2
65歳以上	17.2	5.8	22.9	6.4	23.3	7.0	22.2	7.5	21.0	8.8	26.2	10.1
75歳以上	-	-	13.1	2.5	12.4	2.8	10.0	2.6	10.7	3.2	14.4	4.0
出生力関連指標												
期末15～49歳女子割合(%)	21.9	31.2	21.2	31.9	22.2	32.7	22.2	31.6	23.0	29.1	22.1	28.7
子ども女性比	305.4	255.8	254.8	252.2	202.5	248.0	195.7	213.4	218.6	178.8	175.7	165.1

15～49歳女子割合は総人口に対する比。ここでの子ども女性比とは，期末15-49歳女子千人あたりの当該期間の出生数。

表 14 . 総人口増加率と平均年齢，年齢割合及び出生力関連指標：シンガポールにおけるマレー系人口，1980～2010年

	1980～1985年		1985～1990年		1990～1995年		1995～2000年		2000～2005年		2005～2010年	
	定常人口	実績	定常人口	実績	定常人口	実績	定常人口	実績	定常人口	実績	定常人口	実績
総人口増加率関連指標												
総人口増加率(%)	0.0	8.3	0.0	0.5	0.0	10.7	0.0	7.5	0.0	5.6	0.0	4.8
粗出生率(‰)	69.9	106.0	114.7	117.2	65.7	126.8	67.2	101.3	63.2	78.5	59.5	65.0
粗死亡率(‰)	88.9	26.8	42.4	28.0	79.5	27.2	67.8	27.4	61.8	25.1	67.3	25.6
自然増加率(%)	-1.9	7.9	7.2	8.9	-1.4	10.0	-0.1	7.4	0.1	5.3	-0.8	3.9
社会増加率(%)	1.9	0.4	-7.2	-8.4	1.4	0.7	0.1	0.1	-0.1	0.3	0.8	0.9
総人口の平均年齢												
期首	36.5	25.1	27.0	26.8	38.4	27.3	37.9	28.2	38.5	29.5	40.2	31.1
期末	37.2	27.1	27.5	27.6	38.8	28.5	38.1	29.7	38.7	31.3	40.5	33.3
期首年齢割合(%)												
0-14歳	20.6	30.1	34.3	26.7	19.6	28.8	20.3	30.9	19.5	30.0	18.5	26.8
15-64歳	65.1	67.4	58.7	70.1	64.4	66.9	64.7	63.9	64.9	64.5	62.8	67.4
65歳以上	14.3	2.6	7.1	3.2	16.0	4.3	15.0	5.1	15.6	5.5	18.6	5.9
75歳以上	-	-	3.3	0.0	7.2	1.0	5.6	1.4	6.5	1.6	8.7	2.0
期末年齢割合(%)												
0-14歳	20.6	26.7	34.3	28.8	19.6	30.9	20.3	30.0	19.5	26.8	18.5	22.4
15-64歳	65.1	70.1	58.7	66.9	64.4	63.9	64.7	64.5	64.9	67.4	62.8	71.5
65歳以上	14.3	3.2	7.1	4.3	16.0	5.1	15.0	5.5	15.6	5.9	18.6	6.1
75歳以上	-	-	3.3	1.0	7.2	1.4	5.6	1.6	6.5	2.0	8.7	2.5
出生力関連指標												
期末15～49歳女子割合(%)	23.0	32.0	25.0	28.3	23.1	30.1	23.8	29.4	23.8	29.2	22.5	28.8
子ども女性比	304.0	330.9	459.4	414.0	284.2	420.9	282.1	344.2	265.3	269.0	263.9	225.8

15～49歳女子割合は総人口に対する比。ここでの子ども女性比とは、期末15-49歳女子千人あたりの当該期間の出生数。

表 15 . 総人口増加率と平均年齢，年齢割合及び出生力関連指標：横浜市南区及び旭区，1995～2010年

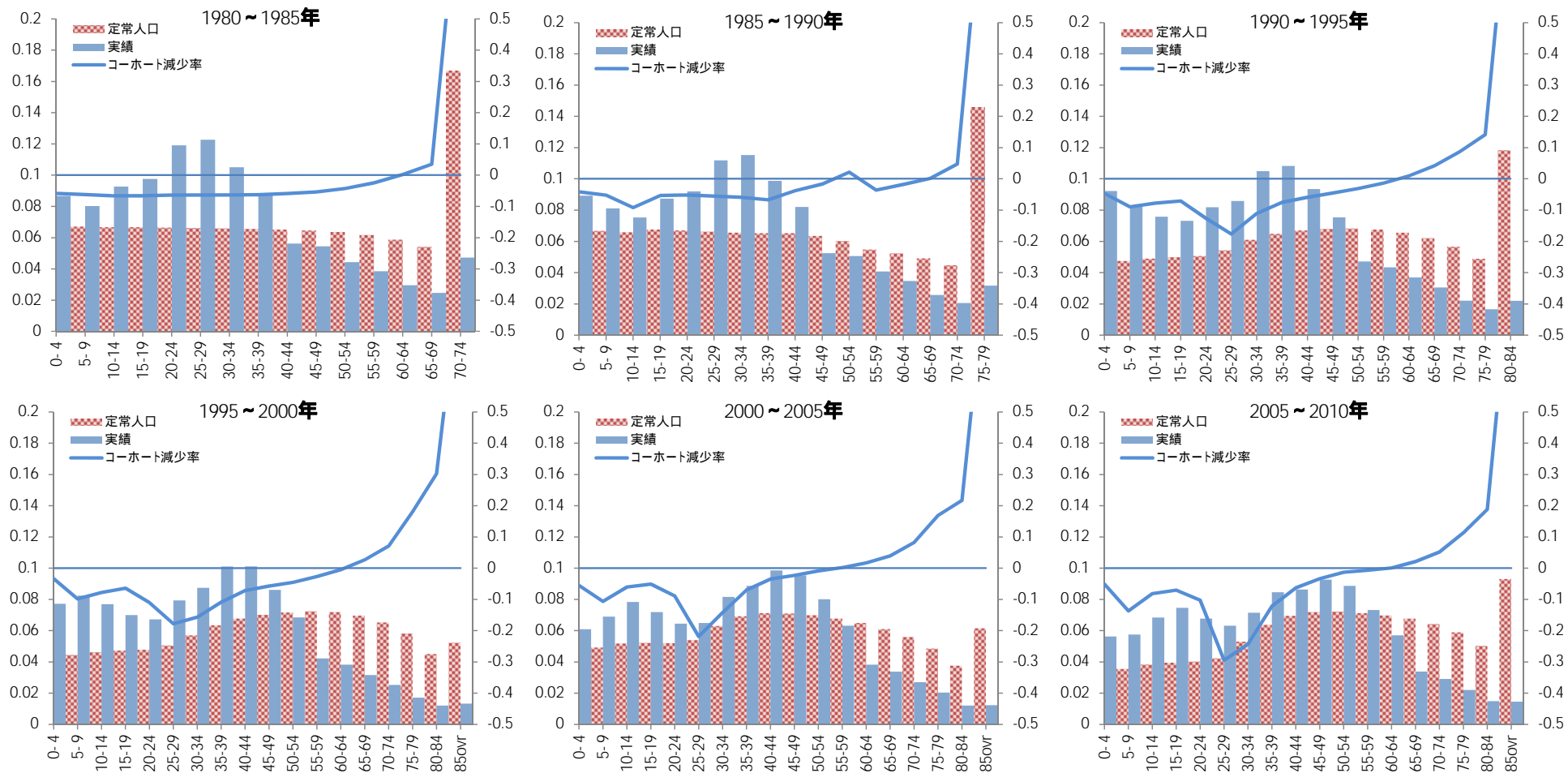
	南区						旭区					
	1995～2000年		2000～2005年		2005～2010年		1995～2000年		2000～2005年		2005～2010年	
	定常人口	実績	定常人口	実績	定常人口	実績	定常人口	実績	定常人口	実績	定常人口	実績
総人口増加率関連指標												
総人口増加率(%)	0.0	1.4	0.0	0.8	0.0	-0.3	0.0	0.7	0.0	-1.2	0.0	0.6
粗出生率(‰)	54.1	42.6	53.4	39.2	49.4	36.8	65.6	46.1	78.0	43.2	52.9	39.2
粗死亡率(‰)	64.3	40.9	63.0	42.1	57.6	47.0	60.5	28.4	62.2	32.5	61.6	39.3
自然増加率(%)	-1.0	0.2	-1.0	-0.3	-0.8	-1.0	0.5	1.8	1.6	1.1	-0.9	0.0
社会増加率(%)	1.0	1.2	1.0	1.1	0.8	0.7	-0.5	-1.1	-1.6	-2.3	0.9	0.6
総人口の平均年齢												
期首	42.8	41.0	43.7	42.6	43.7	44.4	40.8	38.6	40.0	40.9	44.0	43.6
期末	42.9	42.7	43.8	44.4	43.8	45.6	40.9	41.0	40.1	43.7	44.1	45.5
期首年齢割合(%)												
0-14歳	15.5	12.6	15.2	11.9	14.2	11.4	19.4	14.9	21.8	13.7	16.4	13.1
15-64歳	63.1	72.7	61.5	70.4	63.7	68.0	59.3	73.9	56.5	71.1	58.6	66.6
65歳以上	21.3	14.7	23.3	17.7	22.1	20.6	21.3	11.2	21.7	15.2	25.0	20.3
75歳以上	10.9	5.2	12.3	6.6	11.3	8.6	11.8	3.7	13.0	5.2	14.7	8.1
期末年齢割合(%)												
0-14歳	15.5	11.9	15.2	11.4	14.2	11.2	19.4	13.7	21.8	13.1	16.4	12.8
15-64歳	63.1	70.4	61.5	68.0	63.7	66.0	59.3	71.1	56.5	66.6	58.6	63.0
65歳以上	21.3	17.7	23.3	20.6	22.1	22.8	21.3	15.2	21.7	20.3	25.0	24.3
75歳以上	10.9	6.6	12.3	8.6	11.3	10.5	11.8	5.2	13.0	8.1	14.7	10.9
出生力関連指標												
期末15～49歳女子割合(%)	21.6	23.4	21.1	22.5	22.2	21.9	21.7	23.6	20.0	21.3	21.5	21.3
子ども女性比	250.3	181.9	252.5	174.0	222.8	168.3	303.0	195.3	390.4	202.5	246.3	184.2

15～49歳女子割合は総人口に対する比．ここでの子ども女性比とは，期末15-49歳女子千人あたりの当該期間の出生数．

表 16 . 総人口増加率と平均年齢，年齢割合及び出生力関連指標：横浜市青葉区及び都筑区，1995～2010年

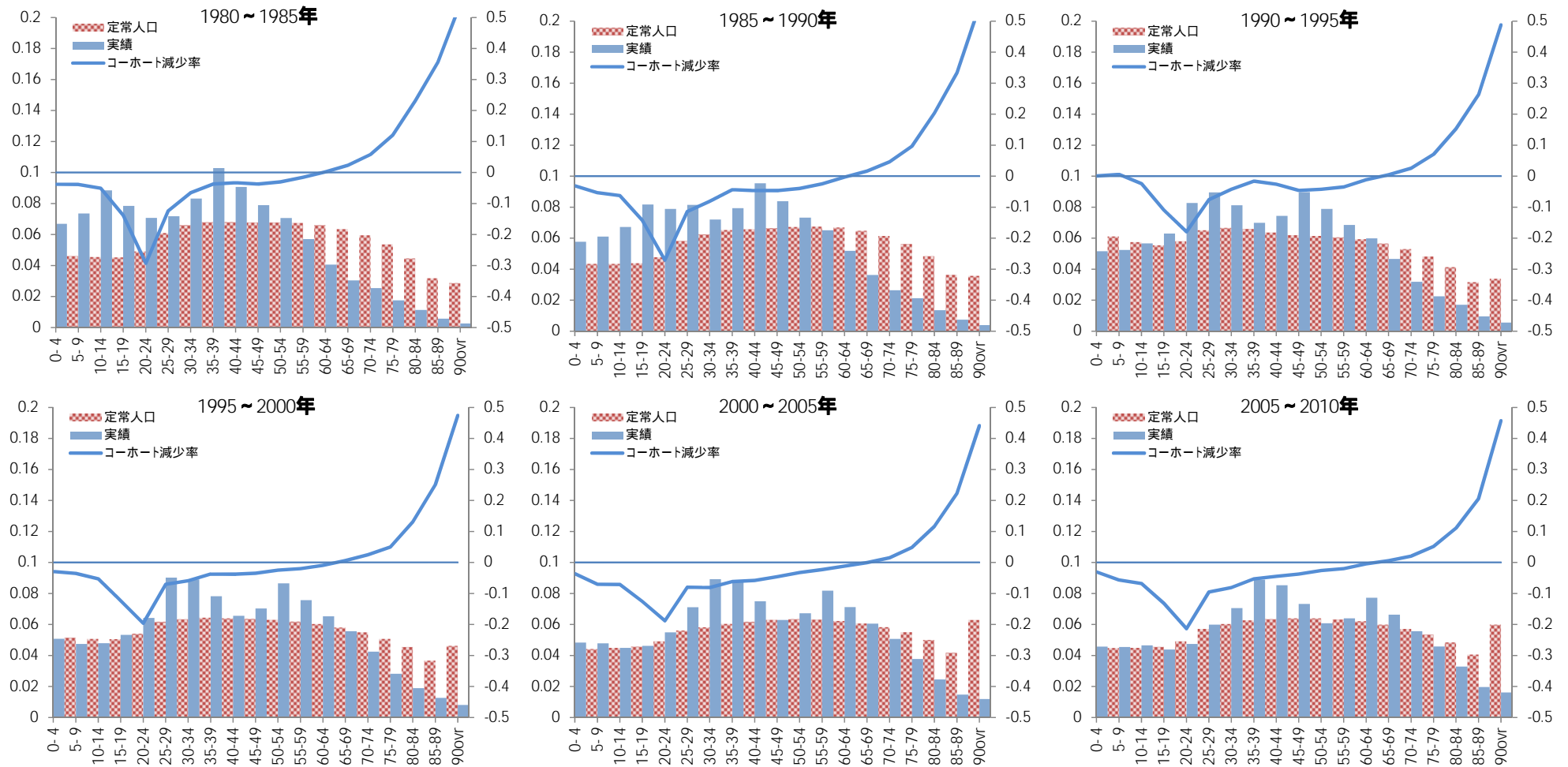
	青葉区						都筑区					
	1995～2000年		2000～2005年		2005～2010年		1995～2000年		2000～2005年		2005～2010年	
	定常人口	実績	定常人口	実績	定常人口	実績	定常人口	実績	定常人口	実績	定常人口	実績
総人口増加率関連指標												
総人口増加率(%)	0.0	8.5	0.0	9.5	0.0	2.9	0.0	32.8	0.0	15.4	0.0	12.4
粗出生率(‰)	41.2	65.6	31.4	58.3	52.4	48.5	5.1	80.9	21.2	65.8	22.2	57.6
粗死亡率(‰)	79.6	19.1	115.1	21.0	60.4	23.3	183.8	21.5	136.6	20.5	122.6	21.8
自然増加率(%)	-3.8	4.6	-8.4	3.7	-0.8	2.5	-17.9	5.9	-11.5	4.5	-10.0	3.6
社会増加率(%)	3.8	3.8	8.4	5.7	0.8	0.4	17.9	26.9	11.5	10.9	10.0	8.9
総人口の平均年齢												
期首	47.3	35.2	52.4	37.0	44.9	39.0	64.0	34.5	56.5	35.4	55.7	37.2
期末	47.5	37.0	52.9	39.0	45.1	41.0	64.6	35.5	57.1	37.2	56.2	39.1
期首年齢割合(%)												
0-14歳	12.2	17.0	10.0	16.4	15.1	16.3	2.4	19.6	7.6	20.0	8.2	19.4
15-64歳	59.4	75.5	52.8	73.9	58.8	71.1	43.1	73.6	50.0	71.8	49.9	69.8
65歳以上	28.4	7.5	37.2	9.7	26.0	12.6	54.5	6.8	42.4	8.2	42.0	10.7
75歳以上	17.0	2.7	25.9	3.5	16.2	5.1	37.1	2.5	30.4	2.9	30.0	4.1
期末年齢割合(%)												
0-14歳	12.2	16.4	10.0	16.3	15.1	15.3	2.4	20.0	7.6	19.4	8.2	18.5
15-64歳	59.4	73.9	52.8	71.1	58.8	68.8	43.1	71.8	50.0	69.8	49.9	67.8
65歳以上	28.4	9.7	37.2	12.6	26.0	15.9	54.5	8.2	42.4	10.7	42.0	13.7
75歳以上	17.0	3.5	25.9	5.1	16.2	6.8	37.1	2.9	30.4	4.1	30.0	5.9
出生力関連指標												
期末15～49歳女子割合(%)	21.8	29.1	17.6	28.2	21.4	25.7	11.0	35.0	15.8	29.8	15.7	28.5
子ども女性比	189.0	225.0	178.3	206.5	244.6	188.4	46.4	231.1	134.1	220.7	141.4	202.2

15～49歳女子割合は総人口に対する比．ここでの子ども女性比とは，期末15-49歳女子千人あたりの当該期間の出生数．



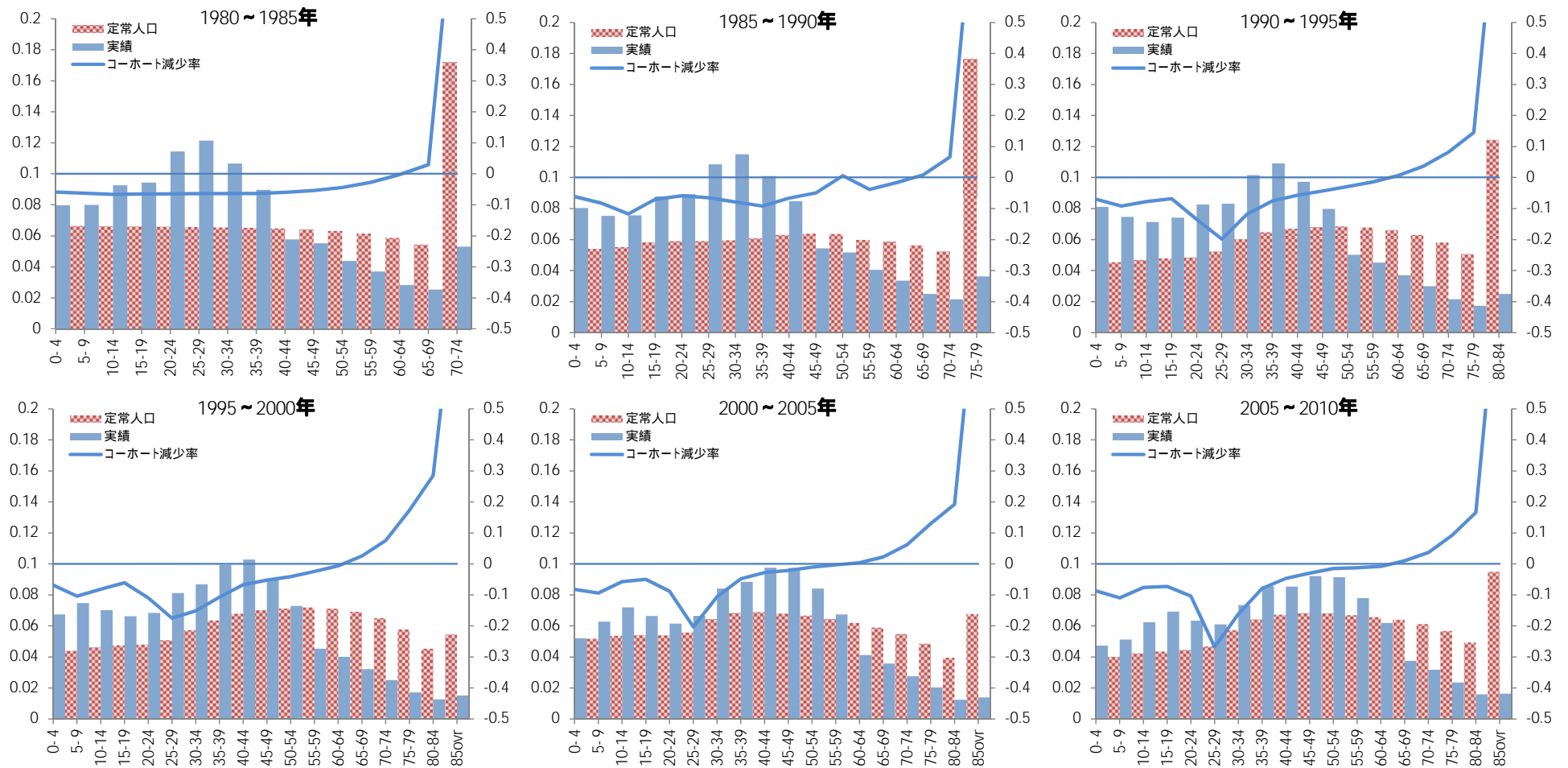
棒グラフは年齢割合（左軸），折れ線はコホート減少率（右軸）。コホート減少率 = 死亡率 - 年齢別純移動率 - 出生数/年齢区分数（いずれも年齢別期首人口に対する比）。男女年齢別コホートの減少率の安定人口における期首年齢割合による加重平均が人口増加率 (=0) になる。

図1. 期間純移動率及び生残率を固定した安定人口の年齢分布と期首年齢分布（実績）：シンガポール，1980～2010年



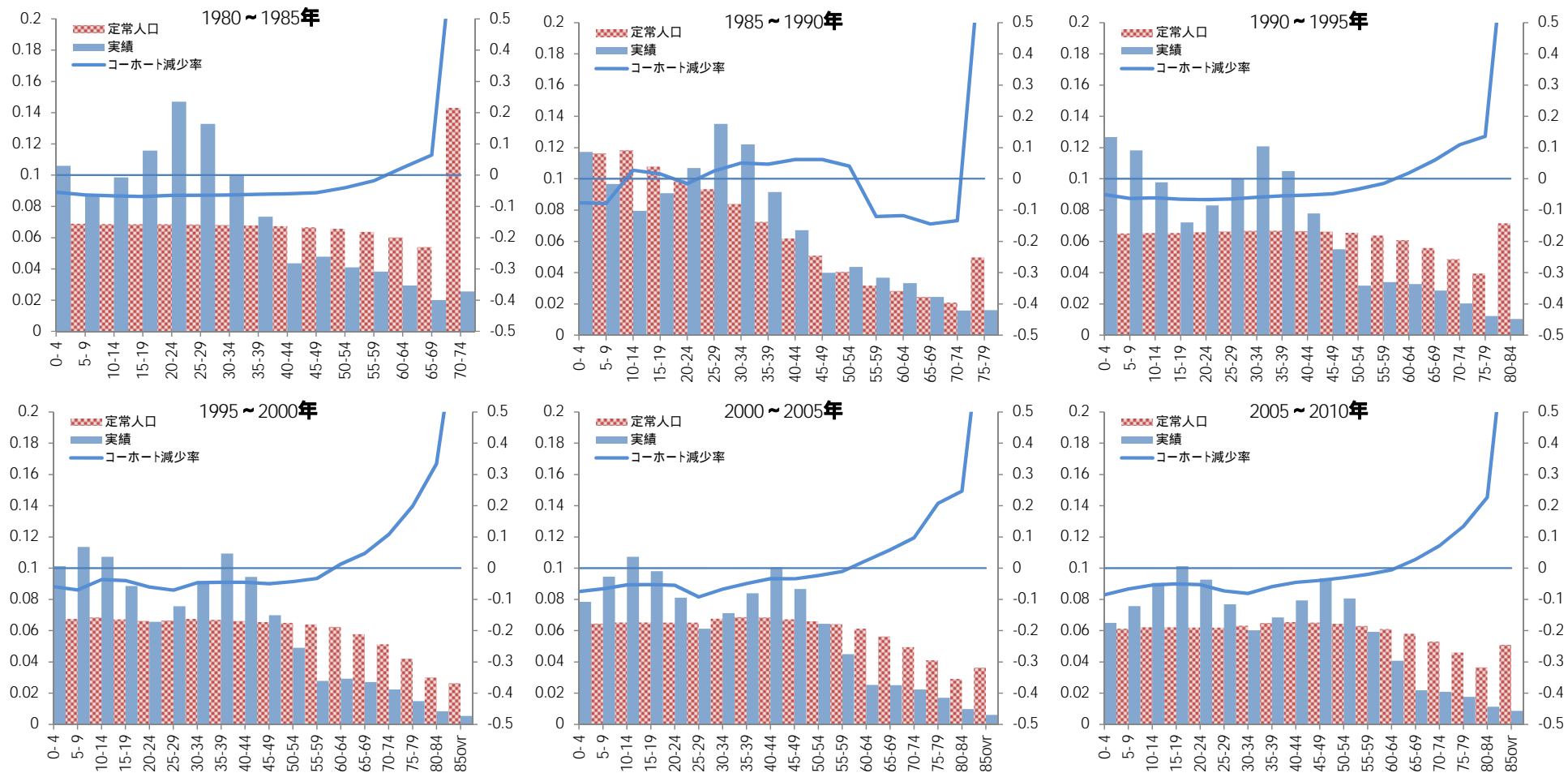
棒グラフは年齢割合（左軸），折れ線はコホート減少率（右軸）。コホート減少率 = 死亡率 - 年齢別純移動率 - 出生数/年齢区分数（いずれも年齢別期首人口に対する比）。男女年齢別コホートの減少率の安定人口における期首年齢割合による加重平均が人口増加率（=0）になる。

図2. 期間純移動率及び生残率を固定した安定人口の年齢分布と期首年齢分布（実績）：横浜市，1980～2010年



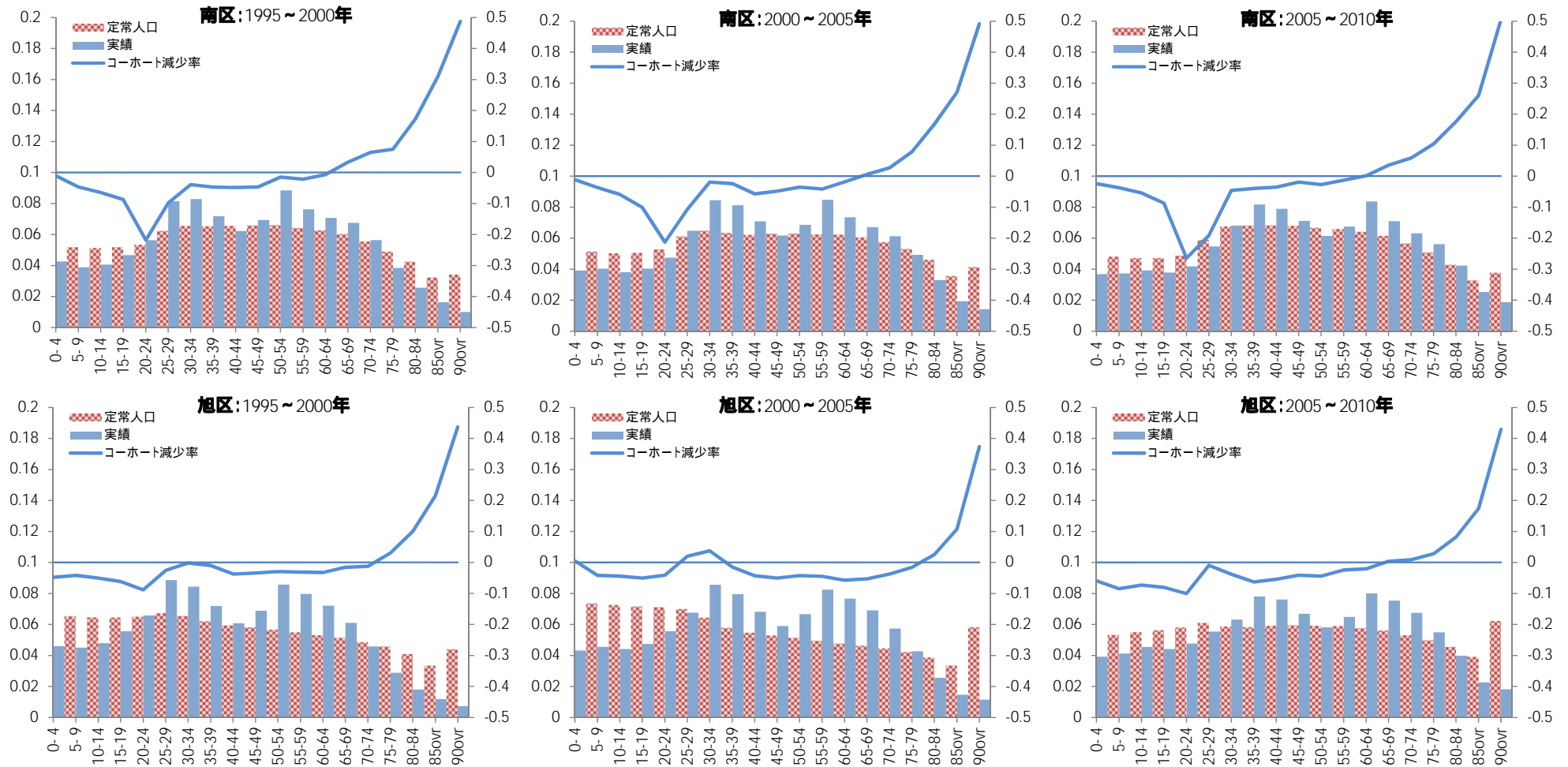
棒グラフは年齢割合（左軸），折れ線はコホート減少率（右軸）。コホート減少率 = 死亡率 - 年齢別純移動率 - 出生数/年齢区分数（いずれも年齢別期首人口に対する比）。男女年齢別コホートの減少率の安定人口における期首年齢割合による加重平均が人口増加率 (=0) になる。

図3. 期間純移動率及び生残率を固定した安定人口の年齢分布と期首年齢分布（実績）：シンガポールにおける中国系人口，1980～2010年



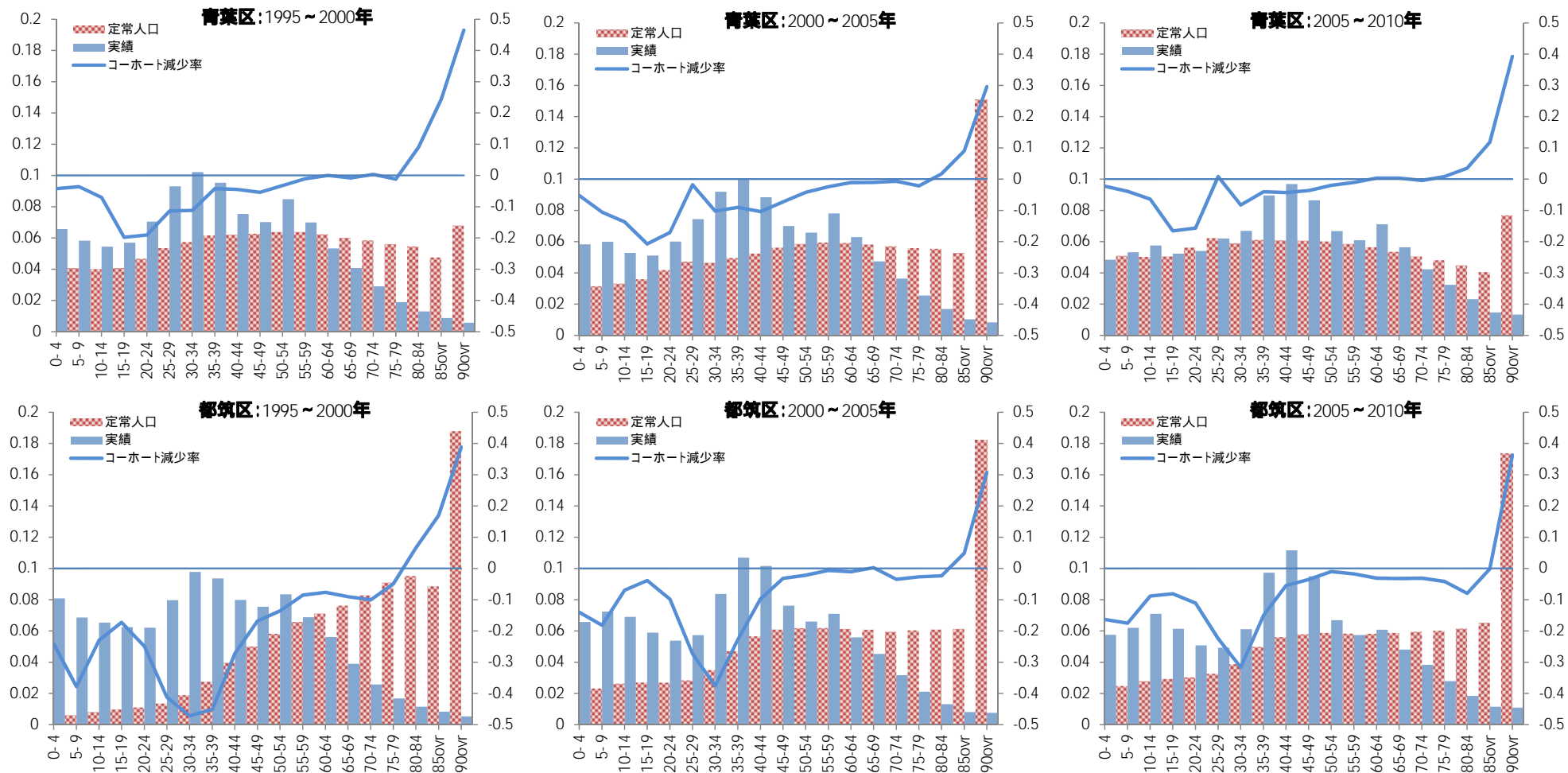
棒グラフは年齢割合（左軸），折れ線はコーホート減少率（右軸）。コーホート減少率 = 死亡率 - 年齢別純移動率 - 出生数/年齢区分数（いずれも年齢別期首人口に対する比）。男女年齢別コーホートの減少率の安定人口における期首年齢割合による加重平均が人口増加率 (=0) になる。

図 4 . 期間純移動率及び生残率を固定した安定人口の年齢分布と期首年齢分布（実績）：シンガポールにおけるマレー系人口，1980～2010年



棒グラフは年齢割合（左軸），折れ線はコーホート減少率（右軸）。コーホート減少率 = 死亡率 - 年齢別純移動率 - 出生数/年齢区分数（いずれも年齢別期首人口に対する比）。男女年齢別コーホートの減少率の安定人口における期首年齢割合による加重平均が人口増加率（=0）になる。

図5. 期間純移動率及び生残率を固定した安定人口の年齢分布と期首年齢分布（実績）：横浜市南区及び旭区，1995～2010年



棒グラフは年齢割合（左軸），折れ線はコーホート減少率（右軸）。コーホート減少率 = 死亡率 - 年齢別純移動率 - 出生数/年齢区分数（いずれも年齢別期首人口に対する比）。男女年齢別コーホートの減少率の安定人口における期首年齢割合による加重平均が人口増加率（=0）になる。

図6．期間純移動率及び生残率を固定した安定人口の年齢分布と期首年齢分布（実績）：横浜市青葉区及び都筑区，1995～2010年

研究成果の刊行に関する一覧表

研究成果の刊行に関する一覧表

書籍

著者氏名	論文タイトル名	書籍全体の編集者名	書 籍 名	出版社名	出版地	出版年	ページ
SUZUKI, Toru	<i>Low Fertility and Population Aging in Eastern Asia</i>			Springer	Tokyo	2014	87pp.
小島宏	世界の宗教別人口のデータと将来推計	早瀬保子・小島宏	世界の宗教と人口	原書房	東京	2013	pp. 1-29
相馬直子	韓国：家族主義的福祉国家と家族政策	鎮目真人・近藤正基	比較福祉国家	ミネルヴァ書房	東京	2013	pp. 310-335

論文

発表者指名	論文タイトル名	発表誌名	巻号	ページ	出版年
SUZUKI, Toru	Japan's Low Fertility and Policy Interventions	Paper presented at XXVII IUSPP International Population Conference, Busan, Korea			August 2013
KOJIMA, Hiroshi	Premarital Cohabitation and the Timing of Family Formation in East Asia and the West.	Paper presented at XXVII IUSPP International Population Conference, Busan, Korea			August 2013
KOJIMA, Hiroshi	The Effects of Religion on Fertility-Related Attitudes in Japan, South Korea and Singapore	Paper presented at International Conference on Discrepancies between Behavior and Attitudes toward Marriage and Fertility in Asia			February 2014
小島宏	東アジアにおける子育て支援制度利用経験の関連要因	人口問題研究	第 69 巻 第 1 号	pp. 67-93	2013

Keita Suga	The Second Demographic Transition in Singapore: Policy Interventions and Ethnic Differentials	Paper presented at Population Association of America Annual Meeting 2013			October 2013
Keita Suga	Ethnic differentials in effects of the 1st marriage and marital fertility on below-replacement fertility in Singapore, 1980-2010: A lifetable analysis	Paper presented at Session "296": Population and policy challenges in East Asia in XXVII IUSSP International Population Conference, Busan, Korea			August 2013

研究成果の刊行物・別刷

The Effects of Religion on Fertility-Related Attitudes in Japan, South Korea and Singapore

Hiroshi KOJIMA

Faculty of Social Sciences, Waseda University
1-6-1 Nishiwaseda, Shinjuku-ku, Tokyo 169-8050, Japan
kojima@waseda.jp

Introduction

Japan and Singapore continue to have below-replacement-level fertility since the mid-1970s even though Japan experienced it before the 1970s including 1966, the year of fire-horse. South Korea (hereafter, Korea) also started having below replacement fertility in the late 1980s and has surpassed Japan in terms of fertility decline in recent years. In 2000 Japan had the total fertility rate (TFR) of 1.36 which was still a little lower than in Korea (1.47) and much lower than in Singapore (1.60). But, in 2001, Japan's TFR was 1.33 which was already higher than that of Korea (1.30) but a little lower than that of Singapore (1.41). Even though Korea had one of the lowest TFR in the world in 2002, the relative position was similar: 1.32 in Japan, 1.17 in Korea and 1.37 in Singapore. However, in 2003 Japan (1.29) was surpassed in terms of fertility decline not only by Korea (1.18) but also by Singapore (1.27). In 2010 Singapore (1.16) had lower TFR than Korea (1.23) and Japan (1.39), while Taiwan had the world's lowest fertility of 0.855 because of the tiger-year fall in Chinese-tradition societies.

The rapid fertility decline in Korea has been promoted by a rise in living standard accompanied by the sustained economic growth, rapid social change described as "condensed modernity" (Chang 2003) as well as the 'too successful' family planning programs implemented until the early 1990s. A rise in living standard, social change and successful family planning programs are likely to have changed fertility-related attitudes, particularly those related to the necessity of children and the ideal family size, and thus to have caused faster fertility decline in Singapore and Korea than in Japan.

On the other hand, the role of son preference in the process of fertility decline has attracted attention in East Asia, particularly after the spread of ultrasonic devices in the prenatal examination causing sex-selective abortion and high sex ratio at birth (SRB), for which Korea was distinguished until recently. The SRB looks normal in Japan, but there is a possibility of 'canceling out' due to 'balance preference' (Nagai et al. 2002). The SRB in Korea was the highest around 1990, but it has declined to the level around 110 in the early 2000s, while it is around the normal level in recent years (105.7 in 2011 and 2012). As a long-term consequence of unbalanced SRB since the early 1980s, marriage squeeze due to the relative shortage of women in marriage market has already started in Asian societies including Korea, which has already experienced an increase in intermarriage as an advanced response to it.

Rapid fertility decline in the three societies and changing sex ratio at birth in Korea seem to be related to changes in fertility-related values and attitudes as mentioned above. According to the UN (2003) classification, East Asia (together with Southern Europe, Austria, Canada, Germany) is characterized by high age at first birth, high proportion of childlessness, low propensity to have 2 or more children. Why is the fertility in these societies characterized by these traits? Is it related to culture including religion? Or is it related to the gender roles or the type of welfare state? Is it also related to the fact that these societies are late comer in the Second Demographic Transition (SDT)? Is it possible

that single-gender preference for children in East Asia depresses fertility further in a short run and a long run? It is also a good question whether the revival of gender preference for children ('balance preference') changes fertility in Western societies. We might as well analyze determinants of fertility-related attitudes in East Asia to start exploring the possible answer to these questions.

While religion is a "forgotten" variable in Japanese social surveys except in international comparative surveys, it has been known to affect various socioeconomic and demographic attitudes and behaviors in many other societies. In the case of Singapore, religion and ethnicity (called "race" in Singapore) may have independent effects, but the effects of religion was not necessarily analyzed possibly because of the sensitivity. While Koreans are considered to have more Confucian values than other Asians, the society seems to be in the process of Christianization.

This study presents the results of comparative analysis of religion's effects on fertility-related attitudes in Japan, Korea and Singapore, drawing on the microdata from the 2009 Survey on Comparative Study of Family Policies in East Asia (Korea, Singapore and Japan), which was conducted by the Section for Measures against Declining Birthrate, Director-General for Policies on Cohesive Society, Cabinet Office (Japanese Government). It also examines the effects of religion on the discrepancy between attitudes and behavior regarding fertility. This is an extension of the author's past study analyzing the effects of religion on fertility-related attitudes and behaviors (e.g., Kojima 2003, 2004, 2006, 2011, 2012a, 2012b, 2013).

Literature Review

There are an increasing number on the effects of values and culture on fertility behaviors and attitudes as indicated by van de Kaa (1996) since the 1980s. There seem to be differences in fertility values even among European societies sharing a similar culture (Surkyn and Lesthaeghe 1999). The studies focusing on the effects of religion are also on the increase (e.g., Lehrer 2004, McQuillan 2004, Adsera 2004). Although there have been studies on the value of children (VOC) in the 1970s (e.g., Arnold et al. 1975), they do not seem to be directly related to this line of studies. More recently, there are studies on the effects of religion on family-related behaviors including Manabe and Onodera (2000) for Japan, but they are based on cross-tabulations. The present author's recent multivariate analyses also examined the effects of religion on fertility-related behaviors in Japan and Korea for the general adult population (Kojima 2003, 2004, 2006).

The following short literature review of multivariate analyses on the effects of religion on fertility-related attitudes in East Asia focuses on the four fertility-related attitudes: felt necessity of children, desired number of children, and son preference. It draws mainly on Japanese and English materials since Korean empirical studies are not readily available and not always accessible to the author due to the language problem.

Felt Necessity of Children

In Japan, Kojima (2003, 2004) analyzed the felt necessity of children among the adult population, using the JGSS and TSCS-2001. Kojima (2003), applying logit models to the JGSS-2000 and the JGSS-2001, found that Japanese male respondents with a personal religion are less likely to feel non-necessity to have children and female respondents with a household religion are more likely in 2000, but female respondents with a personal religion are more likely. Kojima (2004) found a similar tendency for the analysis by sex of respondents in Japan in 2000, 2001 and 2003 (similar to 2002), but he could not find any significant effects of religion (Christianity and other religions) in Taiwan, applying the

logit model to the TSCS-2001. Kojima (2006)

Seo (1992) conducted a regression analysis of the necessity of children, drawing on the 1991 Korean National Fertility Survey, but she could not find any significant effects of Christianity. The present author could find no similar multivariate analyses on the effects of religion on felt necessity of children for Singapore.

Desired Number of Children

Ideal number of children has been more extensively analyzed in Japan. Retherford and Ogawa (1991), Retherford et al. (1999), Otani (1987), Kojima (1993), Kojima (2000), Kojima (2003), but the effects of religion has not been analyzed except in the present author's works because religion is not a standard question in Japanese surveys. Kojima (2003) found no significant effects of religion on a small family (two children or less) among male respondents in 2000 and 2001, but a negative effect of household religion in 2000 and a negative effect of personal religion in 2001 among female respondents.

Seo (1992) conducted regression analyses of the ideal number of children (two or less) in Korea, but she could not find any significant effect of Christianity. The present author could find no similar multivariate analyses for Singapore. However, Li et al. (2011) have recently found that Singaporean women are more materialistic than American women and, thus, they are less likely to favor marriage and childbearing due to lower life satisfaction and higher income standard placed on potential mates. On the other hand, Swinyard et al. (2001) found that in Singapore and the US more materialistic respondents tend to have less life satisfaction, which is partly mediated by religion. Thus, we might examine more direct relationship between religion and attitudes toward family formation, including those related to family policies.

Lesthaeghe (2010) has recently suggested that East Asia is experiencing "Second Demographic Transition" and revealed that the effects of value-related factors on the delay in childbearing in Japan, South Korea and Singapore are similar to Western societies, but only in the case of Japan factors related to religion-secularization values tend to have effects in the opposite direction. This is in line with Kojima's (2006) finding that Japan is different from South Korea and Taiwan for the positive effects of interaction between religion and young age on pronatalistic attitudes. However, there are not many Japanese studies analyzing the effects of religion on demographic attitudes and behaviors partly because it is not a standard question item in Japanese surveys.

Son Preference

Kojima (2003, 2004) seems to be the only multivariate analyses of the effect of religion on son preference for Japan and Taiwan. Kojima (2003) found the positive effects of personal religion on son preference both among male and female respondents in 2000, but no significant effects in 2001. Kojima (2004) found similar effects for Japan in 2000 and 2001 and a positive effect of household religion among Japanese male respondents in 2002 as well as a positive effect of Christianity among male respondents. Seo (1992) also conducted regression analyses of son preference in Korea and found negative effects of Christianity. The present author could find no similar multivariate analyses on the effects of religion on Son preference for Singapore.

Discrepancy

Kojima (1993) is probably the first multivariate analysis to study the discrepancy between fertility attitude and behavior, but it did not include religion as an independent variable because the information on religion is not available in the microdata. Morita (2006) and Matsuura (2008) also conduct multivariate

analysis of the discrepancy, but they did not analyze the effects of religion due to the lack of information. The present author could find no similar multivariate analyses on the effects of religion on the discrepancy for Korea or Singapore.

Data and Methods

The microdata used in this study derive from the 2009 Survey on Comparative Study of Family Policies in East Asia (South Korea, Singapore and Japan), which was conducted by the Section for Measures against Declining Birthrate, Director-General for Policies on Cohesive Society, Cabinet Office (Japanese Government). Even though Singapore is located in Southeast Asia, it was included because it has been conducting an active pronatalistic family policy during the past three decades and it exhibits diversity in terms of ethnicity and religion.

The details about the survey procedure are found in CAO (2009). The survey in Japan used two-stage stratified sampling to randomly selected municipalities and the area sampling based on age and sex quota in the sampled municipalities to obtain 1,000 (male and female) respondents aged 20-49. Respondents of surveys in other countries seem to be selected in a similar manner. The original questions and choices for fertility-related attitudes and behavior (dependent variables) to be analyzed in this study are as follows.

Having Children

Q14. How do you feel about having children? Please choose **up to three** answers.

- 1) It is natural to have children (“Natural”).
- 2) I will be able to leave behind descendants (“Descendants”).
- 3) I will gain social recognition for having children (“Recognition”).
- 4) Having children will enrich my life and make it more enjoyable (“Enjoyable”).
- 5) My children will support and provide for me in my old age (“Old-age support”).
- 6) Children are the future of the society (“Society’s Future”).
- 7) Children help to improve the relationship with my spouse (“Spouse Relation”).
- 8) I want to have children with the person I love (“Loved One”).
- 9) My spouse, parents, or others have wanted me to have children (“Family Demand”).
- 10) I want to continue with the family name (“Family Name”).
- 11) Having children will reduce my personal time (“Time Squeeze”).
- 12) Having children will increase my financial burden (“Money Burden”).
- 13) Having children will increase my physical and mental health burden as I need to take care of them (“Health Burden”).
- 14) Others---Please specify
- 15) None (DO NOT READ)
- 16) Don’t know

Whether You Should Have Children After Marriage

Q15. To what extent do you agree or disagree that one should have his/her own child after marriage?

- 1) Strongly agree; 2) Somewhat agree; 3) Somewhat disagree; 4) Strongly disagree; and 5) Don't know

Desired Number of Children

Q16. How many children would like to have?

_____ Children

Desired Number of Children

Q17. Would you prefer your first child to be a boy or girl?

- 1) Boy; 2) Girl; and 3) Doesn't matter

Q18a. How many children (including adopted children) do you have in total?

- 1) _____ Children
2) Do not have children

The dependent variables for multivariate analysis for attitudes toward having children include the binary one on whether the respondent selected the following seven choice in Q14: "1. Natural," "2. Descendants," "4. Enjoyable," "6. Society's Future," "7. Spouse Relation" "8. Loved One" and "12. Money Burden." The dependent variables for multivariate analysis for fertility attitudes and behavior include the binary one on whether or not the respondent agree to the statement saying that one should have children after marriage ("Kid Necessity") in Q15. They also include the following three trichotomous variables: "Desired Number of Kids" based on Q16: 0-1, 2, 3+; "Desired Sex of 1st Kid" based on Q17: Male, Female, Either; "Actual Number of Kids" based on Q18a: 0-1, 2, 3+; and Desired Number – Actual Number of Kids: 1≤, 1, 2+ (The categories with underline are reference ones).

The methods used in this study are the bivariate analysis and the logit analysis. For the bivariate analysis, independent variables are religion: Buddhist and No Religion for Japan; Buddhist, Catholic, Protestant and No Religion for Korea; and Buddhist, Catholic, Protestant, Muslim, Taoist, Hindu and No Religion for Singapore. The means of dependent variables for each religion will be presented.

The logit analysis with comparable predetermined models include, as independent variables, Buddhist for Japan, Buddhist, Catholic, and Protestant for Korea and Buddhist, Catholic, Protestant, Muslim, Taoist, and Hindu for Singapore. The models also include, as control variables, age (20-29, 30-39, 40-49), marital status (Married, Others), education (Higher, Lower, Medium) and urban/rural residence (Metropolitan, Rural, Medium Size City) for Japan and South Korea and nationality (Foreigner, Others) for Singapore. Lower Education was not included for Korea due to the low frequency. For the estimation of logit models, CATMOD procedure in the SAS package is used.

Results

1. Bivariate Analyses

1) Attitudes toward Having Children

Table 1 shows the percentage of respondents choosing each feeling about having children by sex and religion in Japan, Korea and Singapore. It reveals that the percentage choosing "1. Natural" is the highest among the thirteen items in all the three societies (except Japanese women who have somewhat

higher percentage for “4. Enjoyable”) and its level is the highest in Korea and the lowest in Japan. The second highest percentages are found for “4. Enjoyable” in Japan and Singapore, but the percentages are higher for “7. Spouse Relation” in Korea. Consequently, the third highest percentages are found for “4. Enjoyable” in Korea and “7. Spouse Relation” in Singapore, but it is not definite for Japan. Among Japanese women “8. Loved One” has by far a higher percentage than others, but among Japanese men “2. Descendants,” “7. Spouse Relation,” “8. Loved One,” and “12. Money Burden” have similar percentages of around 20%. In addition to these six feelings mentioned above (1, 2, 4, 7, 8 and 12), we will also analyze below “6. Society’s Future,” of which percentages exceed the 20% mark in Singapore.

The first column of Table 1 shows that among Japanese men Buddhists are slightly more likely to choose “1. Natural” than those without religion, but that it is the opposite among Japanese women. Among Korean men and women Catholics are most likely to choose “1. Natural,” while Buddhists are least likely. But such an effect of Catholicism is not observed in Singapore where Taoists are most likely to choose “1. Natural” among both sexes, while Protestants men are least likely and women without religion are least likely.

The second column of Table 1 reveals that the percentage of respondents choosing “2. Descendants” is around twice as high among men as among women in all the three societies. The similar male domination in the choice is also found for “10. Family Name” in all the three societies, possibly reflecting East Asian tradition, even though the level is about one fifth of “2. Descendants.” The second column indicates that among Japanese men Buddhists are more likely to choose “2. Descendant” than those without religion, but it is the opposite among Japanese women. Among Korean men Protestants are most likely to choose “2. Descendants,” while Catholics are least likely. Among Korean women, however, Catholics are most likely to choose “2. Descendants,” while those without religion are least likely. In Singapore Taoists are most likely to choose “2. Descendants” among both sexes, while Hindu men are least likely and women without religion are least likely.

The fourth column of Table 1 shows that the percentage of respondents choosing “4. Enjoyable” is higher among men than among women in all the three societies (mild female dominance), possibly reflecting social desirability bias among women. Japanese men without religion are more likely to choose “4. Enjoyable,” while Japanese Buddhist women are more likely. Among Korean men Catholics are most likely to choose “4. Enjoyable,” while those without religion are least likely. But among Korean women Buddhists are most likely and Catholics are least likely. On the other hand, Singaporean Catholic women are most likely to choose “4. Enjoyable” like Korean Catholic men but unlike Korean Catholic women, while Singapore Hindu women are least likely. However, Singaporean Hindu men are most likely to choose “4. Enjoyable” unlike Singaporean Hindu women, while Singaporean Taoist men are least likely.

As indicated above, the percentage of respondents choosing “6. Society’s Future” in the sixth column of Table 1 is relatively high only in Singapore, but mild male dominance is observed in all the three societies, possibly reflecting social desirability bias among men. Japanese men without religion are more likely to choose “6. Society’s Future,” while Japanese Buddhist women are more likely. Among Korean men Catholics are most likely to choose “6. Society’s Future,” while Buddhists are least likely. But among Korean women Protestants are most likely and those without religion are least likely. While Singaporean Muslim men are most likely to choose “6. Society’s Future,” Singaporean Catholic men are least likely to choose it unlike Korean Catholic men. Singaporean Protestant women are most likely to choose “6. Society’s Future” like Korean Protestant women, while Singapore Taoist women are least likely.

The seventh column of Table 1 shows that Japanese men without religion are more likely to choose

“7. Spouse Relation,” while Japanese Buddhist women are more likely. Among Korean men those without religion are most likely to choose “7. Spouse Relation,” while Catholics are least likely. But among Korean women Protestants are most likely to choose it and Buddhists are least likely. On the other hand, Singaporean Taoist men are most likely to choose “7. Spouse Relation,” while Singaporean Protestant men are least likely. However, Singaporean Catholic women are most likely to choose “7. Spouse Relation,” while Singaporean Taoist women are least likely to choose it unlike Singaporean Taoist men.

The eighth column of Table 1 shows that there is little difference by religion in the selection of “8. Loved One” among Japanese men, but Buddhists are more likely to choose it among Japanese women. In Korea Buddhists are least likely to choose “8. Loved One” among both sexes, while Protestant men and Catholic women are most likely. In Singapore Protestant men are more likely to choose “8. Loved One” like Korean Protestant men, while Taoist men are least likely. Singaporean women without religion are most likely to choose “8. Loved One,” while Singaporean Muslim women are least likely.

The percentage of those choosing “12. Money Burden” in the twelfth column of Table 1 is low only in Singapore unlike the percentage for “6. Society’ Future.” It is higher among Japanese without religion for both sexes. Among Korean men Catholics are most likely to choose “12. Money Burden,” while Buddhists are least likely. But Korean women without religion are most likely, while Korean Protestant women are least likely. While Singaporean men without religion are most likely to choose “12. Money burden like Korean women,” Singaporean Hindu men are least likely. Singaporean Taoist women are most likely to choose “6. Society’s Future,” while Singapore Muslim women are least likely.

2) Fertility Attitudes and Behavior

The first column of Table 2 shows that the level of agreement to the felt necessity to have children is quite high and higher among men (over 90% among men and over 80% among women) in all the three societies. It is the highest among Singaporean men and women, but the discrepancy between sexes is the largest in Korea. In Japan the religious difference does not seem to be large among women, but Buddhist men are more likely to feel it necessary to have children. In Korea Protestant men and Buddhist women are most likely to favor childbearing, while Buddhist men and women without religion are least likely. In Singapore all the Catholic, Taoist and Hindu men and all the Taoist and Hindu women favor childbearing, while Protestant men and women without religion are least likely.

The second column of Table 2 indicates that, on the average, women without religion have the smallest desired number of children in all the three societies, while men without religion have the smallest number except Singapore where Hindu men have the smallest. In Korea Protestant men and women have the largest mean desired number of children, while in Singapore Muslim men and women have by far the largest mean number.

The third column of Table 2 reveals the level of son preference for the first child. The percentage of respondents preferring son is the highest in Korea and it is higher among men than among women in Japan and Korea. In Japan Buddhist men are most likely to prefer son, while women without religion are more likely. In Korea Buddhists of both sexes are more likely to prefer son like Japanese Buddhist men, but Protestant men and Catholic women are least likely. In Singapore Muslim men and Taoist women are most likely to prefer son, while Protestants of both sexes are least likely to prefer son like Korean Protestant men

The fourth column of Table 2 shows the mean number of children for all the respondents including the never married. It is the lowest among Koreans of both sexes. It is higher among women because of higher proportion married and lower age at marriage. In Japan Buddhist men have a larger mean

number of children, while women without religion have a slightly larger mean number. In Korea Buddhists of both sexes have the largest mean number of children and those men and women without religion have the smallest mean number like Japanese men. In Singapore, however, Muslim men and women have the largest mean number of children, while Taoist men and women without religion have the smallest mean number.

Consequently, as the fifth column of Table 2 indicates, the discrepancy between the desired number and the actual number of children are larger among men than among women. In Singapore the gap is the largest for men and the smallest for women among the three societies. In Japan men without religion are more likely to have a larger gap, while Buddhist women have a larger gap. In Korea Protestant men and women have the largest gap, while Buddhist men and women have the smallest gap. Among Singaporean men the gap is the largest among Muslims and the smallest among Catholics, while among Singaporean women the gap is the largest among both Buddhists and those without religion and the smallest among Hindus.

In addition, the sixth column shows the percentage of negative discrepancy, which indicates the excess of the actual number of children over the desired number of children. It is somehow zero in Korea, but there is very small negative gap in Japan where men without religion and Buddhist women are a little more likely to have excessive number of child. In Singapore, however, the negative gap is more pronounced, particularly among women than men: Muslim men and women have the largest gap while Taoist and Hindu men have no gap and Buddhist women have the smallest gap.

2. Logit Analyses with Comparable Models: Attitudes toward Having Children

Tables 3 through 5 show, for Japan, Korea and Singapore, the results of binomial logit analyses for the seven feelings about having children, which are discussed above. The results reveal the effects of religion after controlling for age, marital status, education, and urban-rural residence (nationality for Singapore).

The first through seventh columns of Table 3m (upper panel) presents the results for Japanese men and those of Table 3f (lower panel), the results for Japanese women. Among Japanese men Buddhists are marginally less likely to feel having children as “4. Enjoyable” and no significant effects are found for other feelings. Among Japanese women Buddhists are more likely to feel having children as “4. Enjoyable” and “8. Loved One,” while they are less likely to feel it as “1. Natural.”

The first through seventh columns of Table 4m (upper panel) presents the results for Korean men and those of Table 4f (lower panel), the results for Korean women. Among Korean men Buddhists are marginally less likely to feel having children as “1. Natural” and “6. Society’s Future,” while Catholics are more likely to feel it as “1. Natural” and “4. Enjoyable” and less likely to feel it as “7. Spouse Relation.” Among Korean women Buddhists are marginally less likely to feel having children as “1. Natural” and “7. Spouse Relation,” while Catholics are more likely to feel it as “2. Descendants” and Protestants are less likely to feel it as “12. Money Burden.”

The first through seventh columns of Table 5m (upper panel) presents the results for Singaporean men and those of Table 5f (lower panel), the results for Singaporean women. Among Singaporean men Buddhists are less likely to feel having children as “12. Money Burden. Catholics are more likely to feel it as “7. Spouse Relation” and less likely to feel it as “12. Money Burden,” while Protestants are more likely to feel it as “6. Society’s Future” and “8. Loved One.” Muslims are more likely to feel having children as “6. Society’s Future” and “7. Spouse Relation” and less likely to feel it as “12. Money Burden.” Taoists are more likely to feel it as “2. Descendants” and “7. Spouse Relation” and less likely to feel it as “4. Enjoyable.” But Hindus are more likely to feel it as “4. Enjoyable,” “6. Society’s Future”

and "7. Spouse Relation" and less likely to feel it as "2. Descendants" and "12. Money Burden."

Among Singaporean women Buddhists are more likely to feel having children as "1. Natural" and less likely to feel it as "8. Loved One," while Protestants are more likely to feel it as "6. Society's Future." Muslims are also likely to feel it as "6. Society's Future" and less likely to feel it as "12. Money Burden." But Taoists are more likely to feel having children as "1. Natural" and "12. Money Burden."

Therefore, in Japan religion have little and marginally significant effects on attitudes toward having children and there is an opposing effect of Buddhism on "4. Enjoyable" among men and women. In Korea more significant effects of religion are found than in Japan, but they tend to be weak. The negative effects of Buddhism on "1. Natural" are found among both sexes, which is also found among Japanese women. But the negative effect of Catholicism on "7. Spouse Relation" among Korean men is in the opposite direction to the positive effect found among Singaporean Catholic men.

In Singapore much more significant effects of religion are found partly because of its diversity. Religion tends to have positive effects on "7. Spouse Relation" and negative effects on "12. Money Burden" among Singaporean men and positive effects on "1. Natural" among Singaporean women. Christianity and Islam tend to have similar effects possibly due to the Abrahamic tradition. Thus, they tend to have similar effects among both sexes including positive effects of Protestantism and Islam on "6. Society's Future" and negative effects of Catholicism and Islam on "12. Money Burden." Taoism tends to have peculiar effects possibly due to Chinese tradition including pragmatism which is reflected in its positive effect on "12. Money Burden" among Singaporean women.

3. Logit Analyses with Comparable Models: Fertility Attitudes and Behavior

Tables 6 through 8 show, for Japan, Korea and Singapore, the results of binomial and multinomial logit analyses for fertility attitudes and behavior, which are discussed above. The results reveal the effects of religion after controlling for age, marital status, education, and urban-rural residence (nationality for Singapore).

The first through ninth columns of Table 6m (upper panel) present the results for Japanese men and those of Table 6f (lower panel), the results for Japanese women. Among them only the first column exhibits the results of binomial logit analysis. It shows that among Japanese men Buddhists are more likely to feel it necessary to have children after marriage, but that no significant effect of Buddhism is found among Japanese women. The second to third columns reveal that Buddhist men are less likely to desire zero or one child and that Buddhist women are more likely to desire three or more children. This suggests the weak pronatalist attitudes of Buddhists in Japan. The fourth and fifth columns indicate that Buddhism has only a marginally negative effect on daughter preference among women. The sixth and seventh columns reveal no significant effects of religion on the actual number of children. The eighth and ninth columns show that Buddhist men are less likely to have discrepancy between the desired number and the actual number of children but that Buddhist women are more likely to have discrepancy between the two.

The first through ninth columns of Table 7m (upper panel) present the results for Korean men and those of Table 7f (lower panel), the results for Korean women. The first column shows that among Korean women Buddhists are more likely to feel it necessary to have children after marriage, but that no significant effect of Buddhism is found among Korean men. The second to third columns reveal that Catholic and Protestant men and Protestant women are more likely to desire three or more children. This suggests the pronatalist attitudes of Christians in Korea. The fourth and fifth columns indicate that Buddhism and Protestantism have only marginally positive effects on daughter preference among men, but that Protestantism has a negative effects on both son preference and daughter preference among

women. The sixth and seventh columns reveal that Buddhist men and Protestant women are more likely to have a large family and that Catholic men are less likely to have a small family. The eighth and ninth columns show that Protestant men and women are more likely to have a large discrepancy between the desired number and the actual number of children.

The first through ninth columns of Table 8m (upper panel) present the results for Singaporean men and those of Table 8f (lower panel), the results for Singaporean women. In the first column the results of binomial logit analysis are not presented because of irregular results from 100% agreement among some religious group. The second to third columns reveal that Buddhist, Protestant and Muslim men and Muslim and Taoist women are more likely to desire three or more children, while Muslim women are less likely to desire zero or one child. This shows the strong pronatalist attitudes of Muslim men and women and Taoist women. The fourth and fifth columns indicate that Catholic and Muslim men have both son preference and daughter preference and that Buddhist, Protestant and Hindu men have only daughter preference. It also reveals that Catholic, Muslim and Taoist women have only son preference. The sixth and seventh columns reveal that Muslim men and Protestant, Muslim, Taoist and Hindu women are more likely to have a large family and that Muslim and Hindu women are less likely to have a small family. The eighth and ninth columns show that Protestant men are more likely to have a small discrepancy between the desired number and the actual number of children and that Buddhist, Muslim and Taoist men are more likely to have a large discrepancy. The eighth column also reveals that Muslim men and Catholic, Muslim and Hindu women are less likely to have a small discrepancy.

Therefore, in Japan religion have little and marginally significant pronatalist effects, and there is an opposing effect of Buddhism on the small discrepancy between the desired number and the actual number of children among Japanese men and women. In Korea more significant pronatalist effects of religion, particularly Buddhism and Protestantism are found than in Japan, but there are similarities and differences between sexes and among societies. The positive effects of Protestantism on a large family and the large discrepancy (between desired and actual number of children) are found among both men and women, but its negative effect on daughter preference is in the opposite direction among men and women. The positive effect of Buddhism on the felt necessity to have children is found among women in Korea, but it is found among men in Japan. The positive effect of Protestantism on a large desired family and the positive effects of Buddhism and Protestantism on daughter preference among Korean men is shared with Singaporean men and the positive effect of Protestantism on a large family among Korean women is shared with Singaporean women.

In Singapore much more significant effects of religion are also found. Religion, particularly Islam tends to have pronatalist effects. Religion tends to have positive effects on son preference among both sexes, but it also has positive effects on daughter preference among men (except Taoism). Thus, the effects are often similar between sexes. The positive effects of Islam on a large desired family, son preference and a large family and its negative effect on the discrepancy are shared by men and women. The positive effects of Protestantism on son preference are also shared by both sexes. Taoism tends to have peculiar effects on a desired large family and son preference among women possibly due to Chinese tradition, but similar effects are also found among Muslim women.

The negative effects of religion on the discrepancy as a whole among Singaporean women seem to be different from among Singaporean men as well as Japanese and Korean women. This may be related the smaller mean gap and the higher percentage of negative gap among Singaporean women, which are found in Table 2. Singaporean women, particularly, Muslim, Hindu and Taoist and Catholic women seem to have a larger number of children than they desire. However, the results of binomial logit analysis of negative gap with the same model (not presented in the form of table) reveal that only Muslim

women are marginally more likely to have a negative gap, while age and marital status have large effects. After controlling additionally for Community Development Council Districts, the significance level of religions only marginally improves. But it was interesting to see that the residents of the North East CDC District are more likely to have negative discrepancy or excessive fertility.

Conclusion

Even though the religious composition of population is different among Japan, Korea and Taiwan, the results of comparative analysis show some similarities in the effects of religion on fertility-related attitudes among the three societies. Generally speaking, religion turns out to be pronatalistic as expected. However, the effects of the same religion are not always the same in the three societies. Japan is often the exception because of low percentage of followers and low diversity of religion. The effects of the same religion on men and women are not always the same. Even among Christians, the effects of Catholicism and Protestantism are sometimes different in South Korea and Singapore.

According to the WVS (World Values Surveys) culture maps by Inglehart and Welzel (2010), Korea moved in the opposite direction to secularization from around 2000 to around 2005, possibly due to its Christianization. This seems to be the opposite to secularization which was observed as the background for the SDT (Second Demographic Transition) in the West, while the empirical part of the SDT relies on the WVS. Even in the West, the reversal of secularization can be observed after the collapse of Soviet Union, particularly after the recent financial crisis. Thus, it is possible that the background for the SDT (secularization and post-materialism) has changed even in the West and that the background for the SDT is different in East Asia which has been relatively secular and materialistic. The discrepancy between fertility attitudes and behavior can be one of the facets to capture the different nature of the SDT in East Asia.

Finally, not only the effects of global trends but also the effects of local areas should be taken into account when the effect of religion on the SDT is studied. In many societies religious groups are often concentrated in certain local areas. Even in a small society such as Singapore CDC Districts have significant effects on the discrepancy between fertility attitudes and behavior. Kojima (2013) suggests that local areas may affect it through culture and/or policy intervention in local areas. There may be also the effects of diffusion on the discrepancy, which were suggested in the historical study of European fertility transition. This may be also something to be explored in the study of the SDT in East Asia.

Acknowledgements

The author would like to thank the Section in charge of Measures against Declining Birthrate, Director-General for Policies on Cohesive Society, Cabinet Office (Japanese Government) for allowing the author, as a member of the Advisory Committee for the study, to continuously use the microdata from the 2009 Survey on Comparative Study of Family Policies in East Asia (Korea, Singapore and Japan) (cf. Kojima 2009). He would like to acknowledge the financial support by the JSPS scientific grant for the FY2011-2013 project on “Coexistence of Muslims and Non-Muslims in East Asia: A Comparative Study of Acculturation in Life Style” (No.23330170; PI: Hiroshi KOJIMA) as well as the MHLW scientific grant for the FY2012-2014 project on “A Comparative Study on the Prospects and Policy Measures for Population Ageing in Low-Fertility Countries in East Asia” (H24-Chikyukibo-Ippan-003; PI: Dr. Toru SUZUKI).

References

- Adsera, Alicia (2004) "Marital Fertility and Religion: Recent Changes in Spain," *IZA Discussion Paper*, No.1399.
- Arnold, Fred, et al. (1975) *The Value of Children. A Cross-National Study: Introduction and Comparative Analysis*, East-West Center.
- CAO (2009) *Report of Comparative Study of Family Policies in East Asia (South Korea, Singapore and Japan)* (in Japanese).
- Chang, Kyung-Sup (2003) "The State and Families in South Korea's Compressed Fertility Transition: A Time for Policy Reversal," *Japanese Journal of Population*, 1(suppl.), 596-610 (<http://www.ipss.go.jp/index-e.html>).
- Inglehart, R. and C. Welzel (2010) "Changing Mass Priorities: The Link between Modernization and Democracy." *Perspectives on Politics*, Vol.8, No.2, pp.551-567.
- Kojima, Hiroshi (1993) "A Policy-Oriented Analysis of Fertility Behaviors and Attitudes in Japan." *Jinko Mondai Kenkyu [Journal of Population Problems]*, Vol.49, No.3, pp.29-50.
- Kojima, Hiroshi (2003) "Determinants of Attitudes toward Children: A Comparative Analysis of the Public Opinion Survey on Population Issues (1990/1995) and the JGSS-2000/2001." Osaka University of Commerce and the University of Tokyo (eds.), *Japanese General Social Surveys; Research Paper Collection*, Volume 2. Tokyo: Institute of Social Science, the University of Tokyo, pp.1-24 (in Japanese).
- Kojima, Hiroshi (2004) "Determinants of Attitudes toward Children: A Comparative Analysis of the JGSS-2000/2001/2002 and the Taiwan Social Change Survey 2001." Osaka University of Commerce and the University of Tokyo (eds.), *Japanese General Social Surveys; Research Paper Collection*, Volume 3. Tokyo: Institute of Social Science, the University of Tokyo, pp.1-11 (in Japanese).
- Kojima, Hiroshi (2006) "A Comparative Analysis of Fertility-Related Attitudes in Japan, Korea and Taiwan," *F-GENS Journal* (Ochanomizu University), No.5, pp.324-336.
- Kojima, Hiroshi (2009) "An Analysis of Survey Results." Section for Measures against Declining Birthrate, Director-General for Policies on Cohesive Society, Cabinet Office, ed., *Report of Comparative Study of Family Policies in East Asia (South Korea, Singapore and Japan)*, pp. 372-404 (in Japanese).
- Kojima, Hiroshi (2011) "Religion and Attitudes toward Family Policies in Japan, South Korea and Singapore," *Waseda Studies in Social Sciences*, Vol.12, No.2, pp.23-48.
- Kojima, Hiroshi (2012a) "Differences in Demographic Behaviors between Muslims and Non-Muslims in a Non-Muslim Society: A Case Study of Singapore." FUKAMI Naoko and SATO Shohei (eds.), *Islam and Multiculturalism: Between Norms and Forms*, JSPS Asia and Africa Science and Platform Program, Tokyo: Organization for Islamic Area Studies, Waseda University, pp.63-70.
- Kojima, Hiroshi (2012b) "Religion and Partnership Behaviors in Japan, South Korea and Singapore: A Comparative Analysis focusing on the Effects of Religion by Age," 40th World Congress of the International Institute of Sociology (IIS), 16-19 February, New Delhi.
- Kojima, Hiroshi (2013) "Religion and the Use of Family Policy Measures in Japan, South Korea and Singapore." Paper presented at the International Conference on Demographic and Institutional Changes in Global Families, March 28-30, Academia Sinica, Taipei.
- Lehrer, Evelyn L. (2004) "Religion as a Determinant of Economic and Demographic Behavior in the United States." *Population and Development Review*, 30(4), 707-726.

- Lesthaeghe, Ron (2010) "The Unfolding Story of the Second Demographic Transition," *Population and Development Review*, Vol.36, No.2, pp.211-251.
- Li, N.P., L. Patel, D. Ballet, W. Tov and C. N. Scollon (2011) "The Incompatibility of Materialism and the Desire for Children," *Social Indicators Research*, Vol.101, pp.391-404.
- Manabe, Kazushi, and Noriko Onodera (2000) "Family-Orientation and Religion in Germany and Japan." *Annual Bulletin of NHK Broadcasting Culture Research Institute*, Vol.45, pp.239-260 (in Japanese).
- Matsuura, Tsukasa. (2008) "What affects the difference between the Ideal Number of Children and the Actual Number of Children? *Japanese Journal of Research on Household Economics [Kakei Keizai Kenkyu]*, No.78, pp.52-60 (in Japanese).
- McQuillan, Kevin (2004) "When Does Religion Influence Fertility?," *Population and Development Review*, 30(1), 25-56.
- Morita, Yoko (2006) "Measures to Reduce Disincentives in Childrearing." Yoshio Higuchi (ed.) *Declining Fertility and Japanese Economy and Society*. Tokyo, Nihon Hyoron-sha (in Japanese).
- Nagai, M., H. Uchida, and H. Fuchigami (2002) "Distinctive Differentials in the Trend of Sex Ratio at Birth by Parity." *Kosei no Shihyo [Journal of Health and Welfare]*, Vol.49, No.2, pp.5-9 (in Japanese).
- Seo, Moon-Hee (1992) "A Study on the Determinants of Attitudes toward Children among Women." Korea Institute of Population and Health (ed.), *Special Analysis of the 1991 National Fertility Survey*. Seoul: KIPH, pp.63-94 (in Korean).
- Surkyn, Johan, and Ron Lesthaeghe (2004) "Value Orientations and the Second Demographic Transition (SDT) in Northern, Western and Southern Europe: An Update," *Demographic Research*, S3-3, 45-86 (<http://www.demographic-research.org>).
- Swinyard, W. R., A.-K. Kau and H.-Y. Phua (2001) "Happiness, Materialism and Religious Experience in the US and Singapore," *Journal of Happiness Studies*, Vol.2, pp.13-32.
- United Nations (2003) *Partnership and Reproductive Behaviour in Low-Fertility Countries*, New York, United Nations.
- van de Kaa, D. J. (1996) "Anchored Narratives: The Story and Findings of Half a Century of Research into the Determinants of Fertility," *Population Studies*, 50(3), 389-432.

Japan's Low Fertility and Policy Interventions¹

Toru Suzuki

National Institute of Population and Social Security Research, Tokyo, Japan²
suzuki-t@ipss.go.jp

[Abstract]

After two decades of the golden age of family when fertility stayed around the replacement level, the second demographic transition started in the mid-1970s and the TFR in Japan has stayed far below replacement level for almost 40 years. The latest population projection suggests that there will be no significant improvement in fertility and that population decline and aging will be very severe. While the rise in consumer/producer ratio could be avoided with the expected rise in labor force participation, the rapid population aging still has negative impact on economy. Although fertility decline has larger impact on population aging, the effect of mortality decline is also significant especially in low fertility setting.

While nuptiality decline accounts for a large part of fertility decline, decline in marital fertility also contributed. Fertility decline in Japan can be understood not from reduced demand for children but from obstacles to achieve the demand. Such obstacles include rising cost of children, worsened labor market condition for young workers and low compatibility between work and family for women.

Japan turned to pronatal policy in the early 1990s. Policy measures include child allowance, childcare leave, work-life-balance campaign, improvement in childcare services, etc. The Democratic Party failed to keep its election promise in 2009 to expand child allowance, giving negative impact on people's trust on governmental policy.

Fertility Decline in Japan

Figure 1 shows the trend of the Total Fertility Rate (TFR) and the replacement level in Japan. The latter is the level of TFR that results in a stationary population in a long run. The postwar baby boom in Japan lasted only for three years in 1947-49 and the first demographic transition took place in the 1950s. The period between the late 1950s and early 1970s was the golden age of family in Japan. The rapid economic growth was based on the male breadwinner model, the pattern of universal marriage was sustained and the TFR stayed around the replacement level except for the *Hinoeuma*

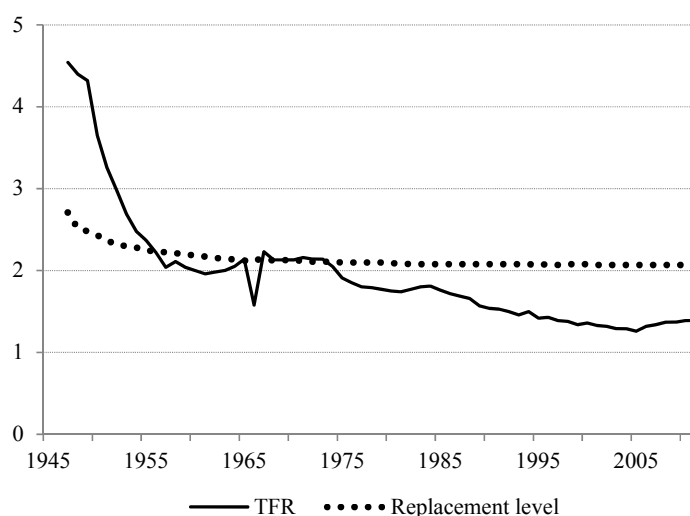
¹ Paper presented at XXVII IUSSP International Population Conference, Busan, Korea, August 2013.

² The views expressed in this paper are those of the author and not those of the National Institute of Population and Social Security Research.

year of 1966 when parents avoided childbearing for superstition.

The TFR started declining again in mid 1970s into the below-replacement level, marking the emergence of second demographic transition in Japan. The TFR of 1.57 in 1989 was shocking because it was believed that 1.58 in 1966 was so special that the TFR would not stay below this level. However, fertility continued to decline and the TFR crossed line of 1.5 in 1993 and 1.3 in 2003. Although lowest-low fertility defined as having the TFR of 1.3 or less (Kohler, et al., 2002) lasted only for three years in 2003~2005, 1.39 in 2011 is far blow from the replacement level. The Net Reproduction Rate (NRR) of 0.67 in 2011 implies that one third of population will disappear in each generation and the population will be halved in 54 years.

Figure 1. Fertility Decline in Japan



If the presently low TFR were a result of the “tempo distortion” (Bongaarts and Feeney, 1998), the level would be improved significantly and the future population growth rate would be higher than the intrinsic natural growth rate of -1.29% in 2011 (Beppu and Ishikawa, 2012). However, the latest population projection for Japan (NIPSSR, 2012b) assumed a relatively pessimistic scenario that the TFR will converge to 1.35 in the medium variant. Although there was an improvement in TFR from 1.26 to 1.39 in 2005~2010, such change was assumed to be the rebound from a prolonged depression in fertility in 2000~2005 (Kaneko, 2010a). As the result, the medium fertility/mortality variant suggests that the population growth rate in Japan will be -0.74% in 2030 and -1.19% in 2060.

The assumption that the TFR in 2060 converges to 1.35 may seem to be too pessimistic if compared with the medium variant of UNDP(2010) assuming the TFR in Japan in 2060 will be 1.90. However, Eastern Asian demographers cannot be as

optimistic as the UNDP. Table 1 compares the assumed TFR in various projections. The medium variant of the NIPSSR falls between official projections in the Republic of Korea (simply “Korea,” hence force) and in the Republic of China (simply “Taiwan,” hence force). In addition, the range of assumption in the NIPSSR projection is narrower than other projections, showing more confidence in the future trend in fertility.

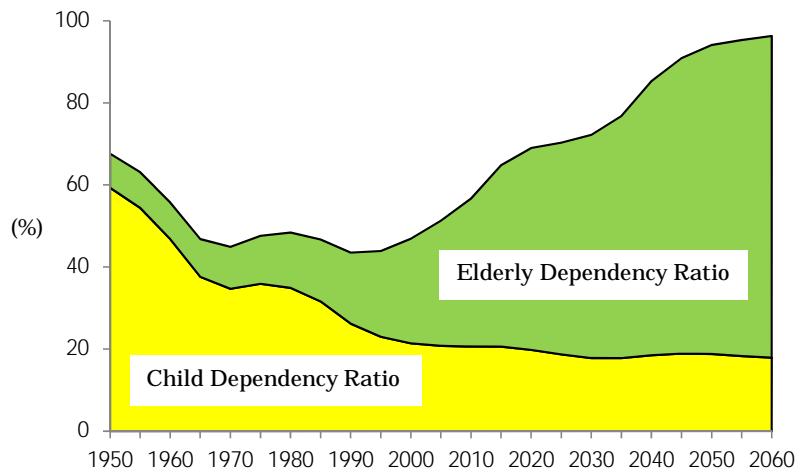
Table 1. Assumed TFR for 2060

Country	Projection	Low	Medium	High	Range
Japan	NIPSSR	1.12	1.35	1.60	0.48
	UNPD	1.40	1.90	2.40	1.00
Korea	Statistics Korea	1.01	1.42	1.79	0.78
	UNPD	1.40	1.90	2.40	1.00
Taiwan	Council for Economic Planning and Development	1.05	1.30	1.60	0.55
UN	Population Division	1.25	1.75	2.25	1.00

National Institute of Population and Social Security Research (2012b),
 Statistics Korea (2011),
 Council for Economic Planning and Development (2012),
 United Nations Population Division (2010)

Population Aging

Figure 2. Dependency Ratios in Japan



Census, NIPSSR (2012b)

The assumption of no significant improvement in fertility results in a severe population decline and aging. Figure 2 shows the child dependency ratio, defined as the ratio of the population under 15 to that between 15 and 64, and the elderly dependency ratio, defined as the ratio of the population over 65 to that between 15 and 64. The sum

of these two ratios is the total dependency ratio. The decline in total dependency ratio due to fertility decline is called “demographic gift” or “demographic bonus” (Mason and Lee, 2001:9). While Japan enjoyed this gift between 1970 and 1990, the rapid aging of the population started elevating the total dependency ratio after 1990. According to NIPSSR (2012b), the elderly dependency ratio of 36.1% in 2010 will swiftly reach 54.4% in 2030 and 78.4% in 2060. The total dependency ratio of 2060 implies that there will be 96 net consumers for 100 net producers, compared with 57 net consumers today.

While the total dependency ratio is so easily obtained and compared between countries, the assumption that all the working age population aged 15~64 are net producers and all the children and elderly population are net consumers is too simple. An ideal solution would be the “support ratio” used in the National Transfer Account (Lee 2007:17; Mason and Lee 2012:13). However, per capita income and consumption by age are difficult to obtain and project. Instead, it is attempted here to calculate the ratio of non-laborers to laborers using census and existing projection.

Figure 3 shows the labor force participation rates in 2000 and 2010 censuses and projection for 2030 conducted by the Employment Security Bureau (2007). The projection expects rises in labor force participation due to reduction in income difference by age and sex, improvement in childcare service and delay in retirement. While the labor force participation rate of men aged 65~69 is projected to increase from 54.1% in 2010 to 63.9% in 2030, predicted improvement in female labor force participation in 2010~2030 is relatively mild if compared with the change in 2000~2010.

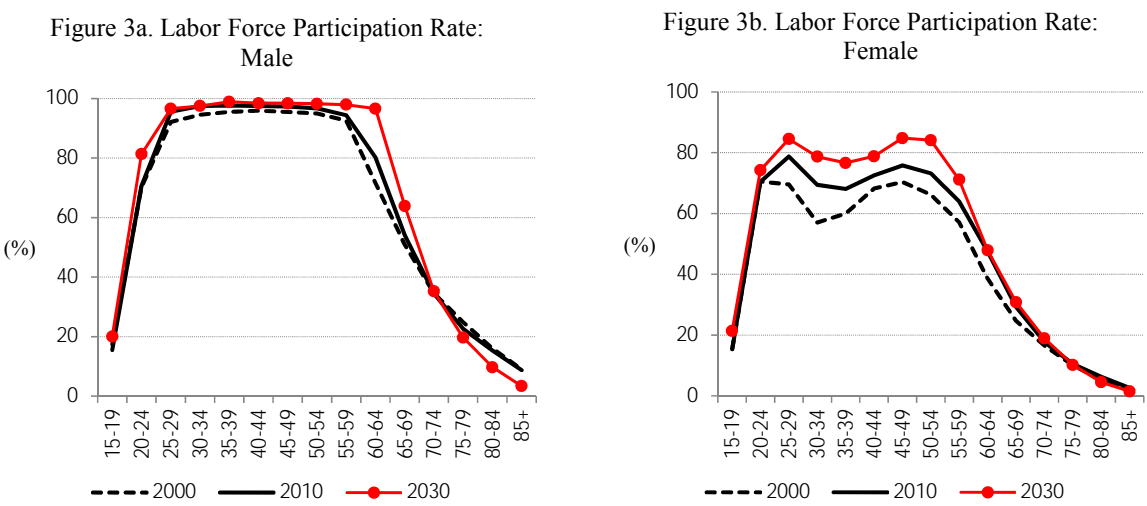
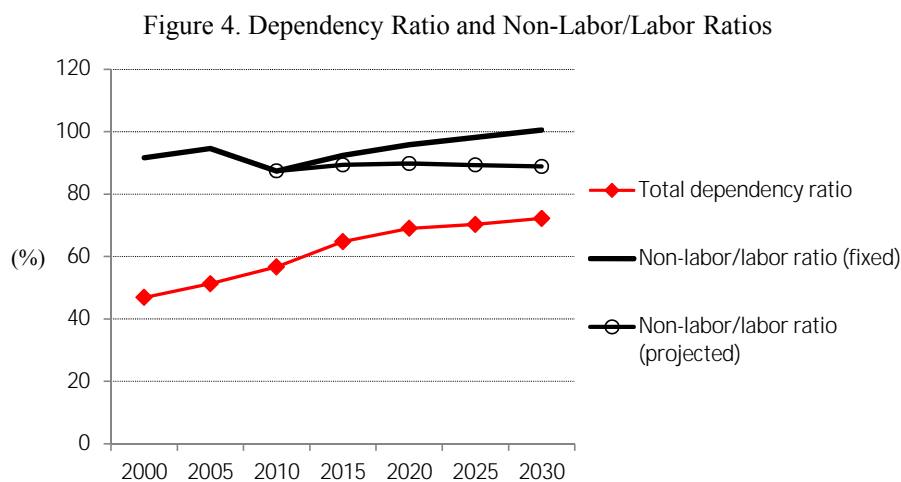


Figure 4 compares non-labor/labor ratios with constant age-sex labor force participation rate given in the 2010 census and that with projected labor force

participation rates, in addition to the total dependency ratio. For the non-labor/labor ratio with changing labor force participation, it was assumed that the rate changes linearly in 2010~2030. If labor force participation rates are fixed at the level in the 2010 census, the non-labor/labor ratio rises from 87.4% in 2010 to 100.5% in 2030. However, the projected improvement in labor force participation may compensate the demographic deficit and the ratio may be held constant until 2030.



Thus, it could be possible to cope with population aging and to prevent the practical dependency ratio from rising rapidly. However, improvements in male and female labor force participation should contribute to economic growth if the population aging were milder. Thus, the predicted rapid population aging still has negative impact on Japanese economy. In addition, the number of young and middle aged workers will decline more rapidly than old workers. Such a fall in the labor supply of skilled young workers is very problematic, under rapid technological development and globalization (McDonald 2005:1).

It is expected that the aging of the population will eventually boost economic growth because elderly people have more assets than younger generations, and this suggests that capital intensification will occur. However, such a “second dividend” effect would be small in Japan, because only a small portion of consumption by the Japanese elderly comes from asset-based reallocations (Lee 2007:31).

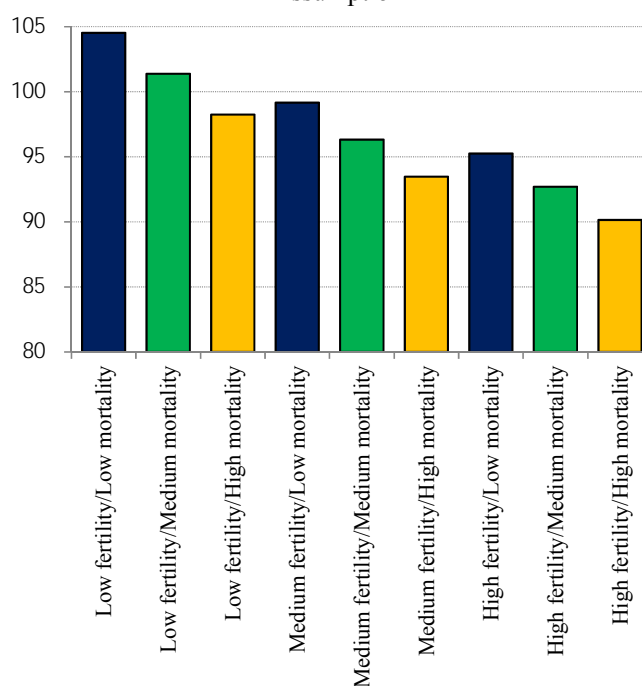
Causes of Demographic Changes

Impacts of fertility and mortality on population aging

Figure 5 compares the total dependency ratio in 2060 in nine different projections conducted by NIPSSR (2012b). The effect of fertility is stronger than mortality, as the

stable population theory expects (Keyfitz and Caswell 2005, chp. 5; Preston, et al. 2001, chp. 7). For example, if we choose the medium fertility variant, the difference between low mortality variant (99.2%) and high mortality variants (93.5%) is 5.7 points. If we choose the medium mortality variant, however, the difference between low fertility variant (101.4%) and high fertility variant (92.7%) is as large as 8.7 points.

Figure 5. Total Dependency Ratio in 2060 by Assumption



In the case of Japan, the effect of mortality change is not negligible. In a low mortality population as in Japan, there is little room for further mortality decline for younger ages and assumed mortality decline concentrates in old ages. Actually, the projected elderly population aged 65 and over in 2060 is 3,597 thousands in the low mortality variant, which is 8.0% larger than 3,332 thousands in the high mortality assumption. In addition, the population pyramid of a low fertility country is pot-shaped. In such a case, the difference in old age population is emphasized and easily recognized.

The life expectancy at birth of male and female in 2010 was 79.64 and 86.39, respectively. The medium mortality variant assumes that the life expectancy in 2060 will be 84.19 and 90.93 for male and female, respectively. Causes of mortality decline can be classified into medical factors including development in prevention and treatment, socio-economic and institutional factors including health care facilities and

insurance system, and life style factors including diet, drinking, smoking and exercise (Kaneko, 2010b). For longer life expectancy in Japan than other advanced countries, Horiuchi (2010) pointed out Japanese diet characterized with low calorie and fat, cleanliness of Japanese society, genetic property with less ApoE4, and strong social cohesion of a homogeneous society.

Proximate determinants of fertility

Fertility decline and stagnation at far below replacement level draws more concern. As Lesthaeghe (2010) mentioned, only one element of the second demographic transition that cannot be found in Eastern Asia is the increase in extramarital births. The proportion of extramarital birth in Japan was 2.15% in 2010, with very little change from 1.07% in 1990 and 1.63% in 2000. Thus, a large part of fertility decline could be attributed to nuptiality decline. Although some Japanese demographers asserted that nuptiality decline explains whole part of fertility decline using AMFRs (Age-specific Marital Fertility Rates), the method is erroneous (Hirosima, 2001; Kaneko, 2004; Suzuki 2009). More sophisticated demographic analyses have shown that between 35% and 75% of fertility decline in Japan can be explained by nuptiality decline (Hirosima, 1999; 2000; Iwasawa, 2002; Ogawa, 2003; Kaneko, 2004; Suzuki, 2005).

Since marriage does not explain fertility decline in its entirety, there should be other proximate determinants (Bongaarts, 1978) that caused a significant fall in marital fertility. However, neither contraception nor induced abortion is responsible for it in Japan. According to the family planning survey by the Mainichi Newspapers (2005), the proportion of currently married women practicing contraception was 52% in 2004 and was lower than in the early 1990s. The abortion/birth ratio dropped from 37.4% in 1990 to 28.7% in 2000, then to 19.9% in 2010 (NIPSSR 2012a:68).

As expected, the frequency of miscarriages has also been declining. There were 26,560 still births in 2010 in Japan and the ratio to live births was 2.5%. It was significantly lower than the 4.4% in 1990 and 3.2% in 2000 (ibid:67). It is said that many mothers in Japan stop breastfeeding by 1.5 years after giving birth. Thus, neither intrauterine mortality nor postpartum amenorrhea seems to have contributed to the recent fertility decline.

The remaining proximate determinants are frequency of intercourse and sterility. There is no time series data on coital frequency or infecundity of married couples in Japan. It might be possible to assert that sexless couples are increasing due to the long working hours or strengthened mother-child ties. It might also be possible to hypothesize an increase in infecundity due to the rising age at marriage, environmental hormones, and sexually transmitted diseases (Semba, 2002). However, it is difficult to

quantitatively evaluate such hypotheses, due to the lack of necessary data.

Demands for children

An important question on the recent fertility decline is whether it is a result of voluntary choice. The Low Fertility Trap Hypothesis (Lutz et al., 2006) suggested a possibility of positive feedback between attitude and behavior. The mechanism has already started working in German speaking countries where the ideal number of children is extremely low. However, very low fertility in Japan is not the result of very low demand for children. The demand for children in Japan has been declining slowly but was still as high as 2.42 in 2010 (NIPSSR 2012c:28). Thus, the recent fertility decline in both countries should be explained not by demand itself but by obstacles to fulfilling the demand.

Direct cost of children

In the world of post-industrialization, globalization and rapid technological development, there is a growing demand for human capital investment. Thus, parents are more interested in quality for their children and educational costs have become higher (Becker, 1991; Willis, 1994). The rising cost of children, including public and private educational costs, is thought to be the main reason of the recent low fertility rate in Eastern Asia.

Table 2. Percentage of private expenditure on education (2009)

Rank	Country	%	Rank	Country	%
1	Chile	41.1	16	Poland	13.3
2	Korea	40.0	17	Spain	12.9
3	Japan	31.9	18	Czech Republic	12.0
4	United Kingdom	31.1	19	Slovenia	11.5
5	United States	28.0	20	France	9.8
6	Australia	26.8	21	Italy	9.3
7	Canada	21.4	22	Iceland	9.2
8	Mexico	21.2	23	Austria	8.6
9	Israel	20.8	24	Portugal	6.5
10	New Zealand	17.4	25	Estonia	5.8
11	Netherlands	16.3	26	Ireland	5.8
12	Slovak Republic	16.1	27	Belgium	5.7
13	Russian Federation	15.2	28	Denmark	4.2
14	Germany	15.0	29	Sweden	2.6
15	Argentina	14.3	30	Finland	2.4

OECD, Education at a Glance 2012, Table B3.1 (p. 257)

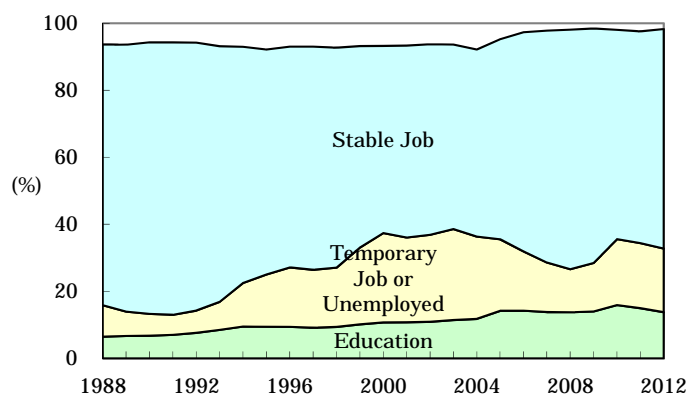
Table 2 shows the proportion of educational expenditure paid by private sources. Governmental support tend to be low in Latin America, Eastern Asia and English

speaking countries. The percentage of Japanese parents spend (31.9%) is only after Chile (41.1%) and Korea (40.0%) in OECD countries.

Economic recession and labor market condition

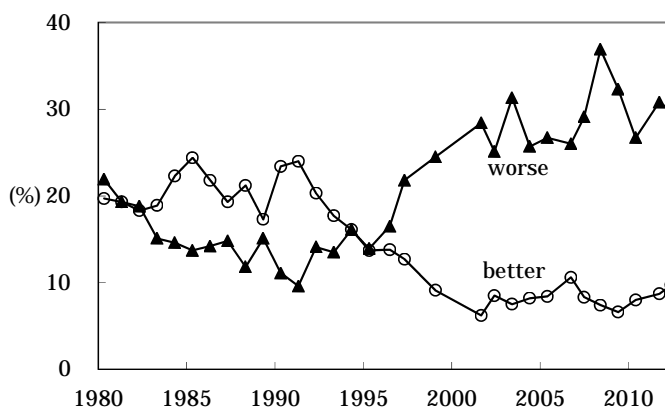
Young people who grow up in periods of rapid economic growth tend to have high aspirations for their future lives. When the economy slows down, however, labor market conditions for young workers become tight. Those who conceive difficulty in achieving their expected standard of living will hesitate when it comes to marriage and childbearing (Easterlin, 1978; Yamada, 1999; Lutz, et al., 2006).

Figure 6. States of College Graduates



Ministry of Education, School Basic Surveys.

Figure 7. Expectation on Future Life



Cabinet Office, Opinion Survey on People's Lives.

In the case of Japan, the economy was bad throughout the 1990s. The unemployment rate rose sharply from 2% in 1990 to 5% in 2003. The tight labor market conditions seriously discouraged youth career achievements. Figure 6 shows the labor

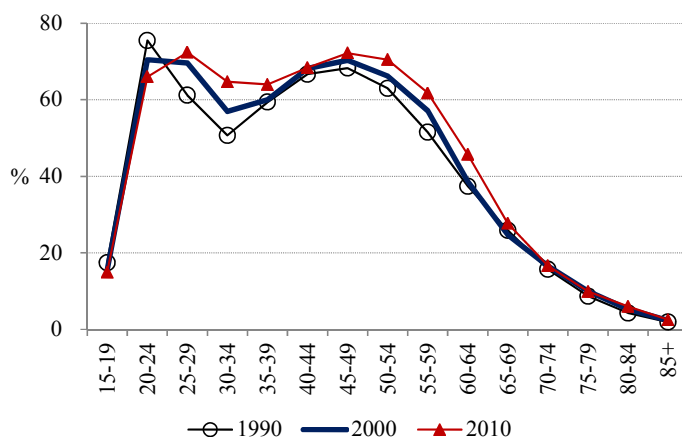
force status of college graduates immediately after graduation. The proportion who had obtained a stable job decreased from 77.8% in 1988 to 55.0% in 2003, and then recovered to 71.5% in 2008. The proportion of those who had obtained a temporary job or who were unemployed increased from 9.4% to 27.1% between 1988 and 2003. Although the labor market condition for new graduates was temporarily improved in 2006~2008, was worsened again due to the global financial crisis in 2008.

The economic recession is thought to have affected people not only through employment status itself, but also through expected future income. Figure 7 shows the result of an opinion survey conducted by the Cabinet Office regarding expectations on one's future life. In the late 1980s and the early 1990s, there were more respondents who answered "(my life) will get better" than those who answered "will get worse." During the 1990s, however, the answer "worse" continuously increased and exceeded "better" around 1995. In June 2012, the pessimistic attitude surpassed the optimistic one by 20 percentage points. It is thought that such uncertainty about the future is one of the major sources of lowest-low fertility in recent Japan.

Female labor force participation and compatibility between work and family

According to Becker (1991:50-354), the main cause of family changes since the latter half of the 20th century has been the rising economic power of women. The expanding occupational opportunities for women increased the time spent on market activities and raised the opportunity cost of children. The declining return from the gender-based division of labor reduced the merit of marriage and promoted the rise in the divorce rate. These changes resulted in the increase in female-headed households, cohabitation, and extramarital births.

Figure 8. Female Labor Force Participation Rates in Censuses of Japan



The Japanese way of management until the 1980s was characterized by the lifetime employment of male workers and the early retirement of female workers. Although the male breadwinner model was considerably eroded today, many women still quit jobs because of the incompatibility between work and childbearing. This situation is expressed in the so-called M-shaped curve of female labor force participation rates shown in Figure 8. Many analyses using micro data also shows that mother's work still has the negative effect on fertility (Asami et al., 2000; Oi, 2004; Oyama, 2004; Sasai, 1998; Shichijo and Nishimoto, 2003; Tsuya, 1999; Fukuda, 2004; Fujino 2002; Yashiro, 2000; Yamagami, 1999; Yamaguchi, 2005).

Pronatal Policy Interventions in Japan

Table 3 summarizes the development of pronatal policy measures in Japan. The Japanese government was surprised by the historically low TFR of 1.57 in 1989 and started an inter-ministry committee to create measures to cope with the declining fertility in 1990. The amount of the child allowance was raised in 1991, while the period of payment was shortened to keep to the budget. The Childcare Leave Law (formally “Law Concerning the Welfare of Workers Who Take Care of Children or Other Family Members Including Child Care and Family Care Leave”) was established in May 1991 and enforced in April 1992.

Table 3. Pronatal Policy Interventions in Japan

Year	Policy Measures
1991	Government's Guideline “Toward Satisfactory Conditions for Healthy Childbearing” Amendments to Child Allowance Law Childcare Leave Law
1994	Angel Plan (1994~1999) Amendments to Childcare Leave Law
1997	Amendments to Child Welfare Law
1999	New Angel Plan (2000~2004)
2000	Amendments to Childcare Leave Law Amendments to Child Allowance Law
2002	Ministry of Health “Measures for Decreasing Children Plus One”
2003	Law for Measures to Support the Development of the Next Generation Law for Measures to Cope with Decreasing Children Society Amendment to Child Allowance Law
2004	Support Plan for Parents and Children (2005~2009)
2006	New Policy to Cope with Low Fertility
2007	Important Strategy to Support Children and the Family
2010	Visions for Children and Childrearing (2010~2014)
2012	Three New Laws for Childcare

In December 1994, the government publicized the Angel Plan for the period between 1994 and 1999. The program emphasized the compatibility between work and childcare and public support for childrearing. As a part of this program, amendments to the Childcare Leave Law were made to support income and exempt social security premium payment in 1994. In 1997, a major reformation was made to the Child Welfare Law to provide working mothers with satisfactory daycare services.

In December 1999, the government released the New Angel Plan for the period between 1999 and 2004. This document asserted the need to improve gender equity and working conditions. In May 2000, an amendment to the Childcare Leave Law determined that 40% of wages should be paid during the leave. The child allowance, which was previously available only for children less than three years old, was expanded to also cover preschoolers. The cabinet adopted the “Zero Waiting List for Daycare Program” as a political goal in July 2001. As a result, the daycare center enrollment rate of children under age two increased from 15.6% in 2001 to 20.3% in 2007. At least a part of the difference from Northern European countries, where the rate is higher than 40%, should be attributed to the cultural pattern that emphasizes the mother’s supreme role of childrearing.

The Next Generation Law, enacted in July 2003, required local governments and large companies to submit their own programs to foster new generations. At the same time, the Law for Measures to Cope with Decreasing Children Society ordered the Cabinet Office to prepare new measures to prevent further rapid decline in fertility. An expansion of the child allowance, to cover children in the third grade of primary school, was enforced in April 2004.

In December 2004, the government declared the Support Plan for Parents and Children (New-New Angel Plan) for the period between 2004 and 2009. The document emphasized the role of local governments and companies in providing childcare supports and improving gender equity. In addition, the document pointed out the importance of economic independence of the youth. From fiscal year 2006, the child allowance was expanded again to cover children in the sixth grade of elementary school. In addition, the Support Plan for Mothers’ Reentry to Labor Market was implemented. The plan includes such measures as starting a course at vocational schools for mothers reentering the work force, helping mothers who attempt to start businesses, and running “Mothers’ Hello Works” for job-seeking mothers.

In June, 2006, the government announced the New Policy to Cope with Low Fertility. The monthly cash benefit of the child allowance was raised from 5,000 yen to 10,000 until the third birthday of a child. However, Japan’s child allowance was

means-tested until 2010, and approximately 15% of children were eliminated in 2003 because of their parents' high income (Suzuki 2006:10). The cash benefit during childcare leave was raised from 40% to 50% of wages. According to the Basic Survey of Employment Management of Women in 2005, 72.3% of eligible female workers actually took the leave. The ratio of the number of leave-takers to annual births in 2005 was 11.1% (Suzuki 2007:21).

The Important Strategy to Support Children and the Family in 2007 focused on the issue of compatibility between work and the family and aimed at the materialization of the "work-life balance." The agreed Work-Life Balance Charter proposed to raise the employment rate and productivity while reducing the number of temporary workers, to shorten working hours while seeking better family life, and to improve flexibility and gender equity in workplaces.

These measures were mainly introduced by the coalition government of Liberal Democratic Party (LDP) and New Komei Party (NKP) that took the power between 1999 and 2009. In 2009, however, the Democratic Party of Japan (DPJ) won the election and formed the coalition with People's New Party and Social Democratic Party, although the latter withdrew in May, 2010.

Table 4. Child Allowance in Japan

Age	Birth Order	2007.4~2010.3	2010.4 ~ 2011.9	2011.10 ~ 2012.3	2012.4 ~
0~2	All	10,000 yen	13,000 yen	15,000 yen	15,000 yen
3~12	1st and 2nd	5,000 yen	13,000 yen	10,000 yen	10,000 yen
3~12	3rd +	10,000 yen	13,000 yen	15,000 yen	15,000 yen
13~15	All	0 yen	13,000 yen	10,000 yen	10,000 yen
Means test		Yes	No	No	Yes

In January 2010, the government publicized a new action program called Visions for Children and Childrearing. It included election promises of the Democratic Party such as expansion of child allowance program. The party promised to raise the monthly benefit from 10,000 yen to 26,000 yen and to abandon the means test. It turned out that, however, such an increase is impossible due to the budget constraint. The new act passed in March 2010 decided that 13,000 yen will be paid without means test until a child graduates junior high school (Table 4). The failure to keep promise gave a serious damage to the Democratic Party. The government decided to give up the Democratic Party's formula and to return to the former formula with means test from the fiscal year of 2012. During the president election in Korea, Park Geun-hye criticized Moon Jae-in's plan to introduce child allowance program referring to this failure in Japan (News1, 2012-12-16).

Table 5. Public Expenditure of Childcare Services (2008)

Country	% of GDP	Country	% of GDP
Denmark	0.85	Iceland	0.18
Finland	0.70	Italy	0.15
Norway	0.67	Czech Republic	0.12
Sweden	0.64	Canada	0.12
United Kingdom	0.44	Hungary	0.10
France	0.37	New Zealand	0.09
Luxembourg	0.36	Israel	0.09
Netherlands	0.34	Mexico	0.09
Belgium	0.24	Slovak Republic	0.08
Korea	0.24	United States	0.07
Japan	0.24	Germany	0.06
Australia	0.19		

OECD, Economic Policy Reforms 2012.

In August 2012, the Act for Total Reform of Tax and Social Security passed at the Upper House. According to the act, the consumption tax rate will be raised from current 5% to 8% in April 2014 and to 10% in October 2015. Three parties (DPJ, LDP and NKP) agreed to spend 2.7 trillion yen from increased revenue into family and social security areas. While 2 trillion yen will be spent for the elderly people, remaining 0.7 trillion yen will be spent for children. Since the governmental spending for children in 2012 is estimated to be 4.8 trillion yen (NIPSSR 2013:127), 0.7 trillion yen implies an increase by 14.6%.

According to Table 5, Japan spent only 0.24% of GDP on childcare services in 2008. Even if the figure were increased by 14.6%, the new figure of 0.28% would not considerably change the rank of Japan.

Conclusion

The effectiveness of pronatal policy has not been confirmed among policy makers. Korean president Park Geun-hye asserted that child allowance has no effect on a TV debate against Moon Jae-in on December 16th, 2012. Monetary incentive is less effective than anti-natal policy because pronatal policy is taken in richer countries. It is more difficult to induce childbearing in advanced countries than to induce sterilization in developing countries with monetary benefit.

Relatively high fertility in the United States without governmental effort to raise fertility is another source of skepticism. However, it is said that fertility is sustained by low quality childcare service provided by illegal immigrants. Parents in other countries including Japan cannot give up high quality services guaranteed by the government

(McDonald, 2002). Since Japan cannot switch to the U.S. style, there is no choice other than to improve quantity and quality of public support to raise fertility as in welfare states in Northern/Western Europe. It is important that expected parents can believe that sufficient support is given if they have a child. In this sense, the failure of DPJ in child allowance program was harmful for trust on governmental family policies.

Another remedy to reduce the impact of population decline and aging is accepting immigrants. In 2008, a group of LDP members proposed to accept 10 million immigrants in coming 50 years. However, there was no significant development in the DPJ government. Japan has accepted 1,562 candidates for nurse and care workers from Indonesia, Vietnam and Philippines between 2008 and 2012. Candidates for nurse need to pass the national qualification within three years and candidates for care workers within four years. Sakanaka (2011) criticized this program as superficial acceptance and practical exclusion. It is ambiguous if the interest of business side to accept foreign workers can resolve the anxiety of labor side.

References

- Becker, Gary S. 1991. *A Treatise on the Family, Enlarged Edition*, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.
- Bongaarts, John 1978. "A Framework for Analyzing the Proximate Determinants of Fertility," *Population and Development Review* 4(1):105-132.
- Bongaarts, John and Griffith Feeney (1998) "On the Quantum and Tempo of Fertility," *Population and Development Review* 24(2):271-291.
- Easterlin, R. A. 1978. "What Will 1984 Be Like? Socioeconomic Implications of Recent Twists in Age Structure," *Demography* 15(4):397-421.
- Kohler, Hans-Peter, Francesco C. Billari and José Antonio Ortega 2002. "The Emergence of Lowest-Low Fertility in Europe during the 1990s," *Population and Development Review* 28(4):641-681.
- Lee, Ronald D. 2007 *Global Population Aging and its Economic Consequences*, The AEI Press, Washington DC.
- Lesthaeghe, Ron 2010. "The Unfolding Story of the Second Demographic Transition," *Population and Development Review* 36(2):211-251.
- Lutz, W., V. Skirbekk, and M. R. Testa 2006. "The Low Fertility Trap Hypothesis: Forces that May Lead to Further Postponement and Fewer Births in Europe," *Vienna Yearbook of Population Research* 2006:115-151.
- Mason, Andrew and Ronald Lee 2011. "Population Aging and the Generational Economy: Key Findings," Pp. 3-31 in Ronald Lee and Andrew Mason (eds.)

- Population Aging and the Generational Economy*, Edward Elgar, Cheltenham, UK.
- McDonald, Peter 2002. "Sustaining Fertility through Public Policy: the Range of Options," *Population (English Edition)* 57(3):417-446.
- McDonald, Peter 2005. "Fertility and the State: the efficacy of policy," XXV International Population Conference.
- Ogawa, Naohiro 2003. "Japan's Changing Fertility Mechanisms and its Policy Response," *Journal of Population Research* 20(1):89-106.
- Suzuki, Toru 2005. "Why is Fertility in Korea Lower than in Japan?" *Journal of Population Problems* 61(2):23-39.
- Suzuki, Toru 2006. "Lowest-low fertility and governmental actions in Japan," The PIE International Conference on Declining Fertility in East and Southeast Asian Countries, Hitotsubashi Collaboration Center, Tokyo.
- Suzuki, Toru 2007. "Nuptiality and fertility declines in Japan," International Seminar on Low Fertility and Policy Responses in Selected Asian Countries, Korea Institute for Health and Social Affairs.
- Suzuki, Toru 2009. "Fertility Decline and Governmental Interventions in Eastern Asian Advanced Countries," *The Japanese Journal of Population* 7(1):47-56.
- United Nations Population Division (2010) *World Population Prospects, 2010 Revision*.
- Willis, Robert J. 1994. "Economic Analysis of Fertility: Micro Foundations and Aggregate Implications," chp.6 in Kiessling, K. L. and H. Landberg (eds.), *Population, Economic Development, and the Environment*.

(in Japanese)

- 浅見泰司・石坂公一・大江守之・小山泰代・瀬川祥子・松本真澄, 2000 「少子化現象と住宅事情」『人口問題研究』第 56 巻第 1 号, pp. 8-37.
- 岩澤美帆 (Iwasawa 2002) 「近年の TFR 変動における結婚行動および夫婦の出生行動の変化の寄与について」『人口問題研究』第 58 巻第 3 号, pp. 15-44.
- 大井方子 (Oi 2004) 「バブル崩壊前後の出産・子育ての世代間差異」樋口美雄・太田清・家計経済研究所編 『女性達の平成不況：デフレで働き方・暮らしはどう変わったか』日本経済新聞社, pp. 117-151.
- 大山昌子 (Oyama 2004) 「子どもの養育・教育費用と出生率低下」『人口学研究』第 35 号, pp. 45-57.
- 金子隆一 (Kaneko 2004) 「出生数変動の人口学的メカニズム」大淵寛・高橋重郷編 『少子化の人口学』原書房, pp. 15-36.
- 金子隆一 (Kaneko 2010a) 「わが国近年の出生率反転の要因について - 出生率推計モデルを用いた期間効果分析 - 」『人口問題研究』第 66 巻第 2 号, pp. 1-25.
- 金子隆一 (Kaneko 2010b) 「長寿革命のもたらす社会 - その歴史的展開と課題 - 」『人口問題

- 研究』第 66 巻第 3 号, pp. 11-31.
- 厚生労働省職業安定局 (Employment Security Bureau, Ministry of Health, Labour and Welfare 2007) 『すべての人々が能力を發揮し、安心して働き、安定した生活ができる社会の実現～本格的な人口減少への対応～』
<http://www.mhlw.go.jp/houdou/2007/12/h1225-3.html>
- 国立社会保障・人口問題研究所 (National Institute of Population and Social Security Research 2012a) 『人口統計資料集 2012』人口問題研究資料第 325 号 .
- 国立社会保障・人口問題研究所 (National Institute of Population and Social Security Research 2012b) 『日本の将来推計人口—平成 23 (2011) ~ 72(2060)年—附：参考推計 平成 73 (2061) ~ 122 (2110) 年 平成 24 年 1 月推計』人口問題研究資料第 326 号 .
- 国立社会保障・人口問題研究所 (National Institute of Population and Social Security Research 2012c) 『平成 22 年第 14 回出生動向基本調査第 報告書：わが国夫婦の結婚家庭と出生力』調査研究報告資料第 29 号 .
- 国立社会保障・人口問題研究所 (National Institute of Population and Social Security Research 2013) 『社会保障統計年報 平成 25 年版』社会保障研究資料第 13 号 .
- 坂中英徳 (Sakanaka, 2011) 『日本型移民国家への道』東信堂.
- 佐々井司 (Sasai 1998) 「近年の夫婦出生力変動とその規定要因」『人口問題研究』第 54 巻第 4 号, pp. 3-18.
- 七條達弘・西本真弓 (Shichijo and Nishimoto 2003) 「若い世代の夫婦の子供数に影響を及ぼす要因」『理論と方法』第 18 巻第 2 号, pp. 229-236.
- 仙波由加里 (Semba 2002) 「不妊と生殖補助技術の現状と課題」『人口学研究』第 31 号, pp. 37-46.
- 津谷典子 (Tsuya 1999) 「出生率低下と子育て支援政策」『季刊社会保障研究』第 34 巻第 4 号, pp. 348-360.
- 廣嶋清志 (Hiroshima 1999) 「結婚と出生の社会人口学」目黒依子・渡辺秀樹編『講座社会学 2 家族』pp. 21-57.
- 廣嶋清志 (Hiroshima 2000) 「近年の合計出生率低下の要因分解：夫婦出生率は寄与していないか？」『人口学研究』第 26 号, pp. 1-20.
- 廣嶋清志 (Hiroshima 2001) 「出生率低下をどのようにとらえるか？—年齢別有配偶出生率の問題性—」『理論と方法』第 16 巻第 2 号, pp. 163-183.
- 福田亘孝 (Fukuda 2004) 「出生行動の特徴と決定要因 - 学歴・ジェンダー・価値意識 - 」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容：全国家族調査[NFRJ98]による計量分析』東京大学出版会, pp. 77-97.
- 藤野敦子 (Fujino 2002) 「家計における出生行動と妻の就業行動 - 夫の家事育児参加と妻の価値観の影響 - 」『人口学研究』第 31 号, pp. 19-35.
- 別府志海・石川晃 (Beppu and Ishikawa 2012) 「全国人口の再生産に関する主要指標：2011 年」『人口問題研究』第 68 巻第 4 号, pp. 22-38.

堀内四郎 (Horiuchi 2010) 「日本人の寿命伸長：要因と展望」『人口問題研究』第 66 巻第 3 号, pp. 40-49.

山上俊彦 (Yamagami 1999) 「出産・育児と女子就業との両立可能性について」『季刊社会保障研究』第 35 巻第 1 号, pp. 52-64.

山口一男 (Yamaguchi, 2005) 「少子化の決定要因について：夫の役割，職場の役割，政府の役割，社会の役割」『季刊家計経済研究』第 66 号, pp. 57-67.

山田昌弘 (Yamada 1999) 『パラサイト・シングル時代』ちくま新書.

(in Korean)

(Statistics Korea 2011) 『 : 2010 ~2060 』 2011.12.

(in Chinese)

行政院經濟建設委員會 (Council of Economic Planning and Development 2010) 『中華民國 2012 年至 2060 年人口推計』中華民國 101 年 7 月 23 日.

Keywords: Low Fertility, Family Policy, Japan

(.)

가 1970

20
가
40

가

가

가

가

/

가

가

, 가

가

1990

. 2009

A multistate lifetable analysis for the effects of the 1st marriage and marital reproduction on fertility in Singapore

Keita Suga

National institute of population and social security research
Tokyo, Japan

Date of last revision: September 2013

Please do not cite without author's permission.

This study examines the patterns and demographic factors underlying the fertility changes by major ethnic group in Singapore for 1980-2010, with focusing on the differential role of the 1st marriage by ethnic group. In order to derive the 1st marriage effects on annual changes in a period fertility measure during 1980-2010 in Singapore, we need to overcome the fact that the necessary data are not available in most of years during the period. We develop a numerical model to construct multistate lifetables each year for 1980-2010. Results show ethnic differentials and similarities in the 1st marriage and marital fertility effects.

Singapore has drawn demographers' attentions for intensive population control policies and their effects on fertility (Saw 2005; Wong and Yeoh 2003; Yap 2009; Straughan et al. 2009). Around ten years after the fertility rates attained the replacement level in 1975, Singapore government started relaxing and abolishing anti-natalist policies, and then introducing restrictive pro-natalist policies. To these policy interventions, TFRs responded differently by the ethnic group.

Figure 1 shows period TFR by ethnic group in Singapore for 1975-2010. On the one hand, Malays' TFR turned to increase at 1979, when anti-natal policies continued, and stayed above the replacement level throughout the 1990s, but is rapidly declining after 2000. On the other hand, Chinese's TFR stopped to decline in 1983 when pro-natal policies selectively targeting highly educated females were introduced. It increased from 1986 to 1988, but declined steadily since the 1990s. It also has fluctuations for tiger years(1986, 1998, 2010) and dragon years(1988, 2000). In short, TFRs recovered about the replacement reproduction in the late 1980s. However, fertility rates resumed to decline from the early 1990s. As a reaction to the prolonged fertility declines, the government strengthened and enhanced the pro-natalist policies under three rounds of "Marriage and Parenthood Package" since the 2000.

One of the most frequently mentioned policy interventions in Singapore is a promotion of marriage and its distinct effects by education attainment levels. Ethnic differentials of fertility are also argued from this perspective as an extent that Chinese females are relatively better educated. Nevertheless, there are few studies directly analyzing either an effect of nuptiality on fertility changes or its ethnic differentials in Singapore, partly because of limited data availability.

With utilizing only statistical tables publicized by Singapore government, this paper estimates multistate lifetables regarding the 1st marriage and parity specific childbirths by ethnic group each year for 1980-2010. Then, we derive the 1st marriage effect on annual fertility changes by a decomposition method for a difference in a period measures. In Singapore, population at risk for the multistate lifetable (i.e. female population by marriage and birth state) is available only in the decennial census years. Still, we are able to construct multistate lifetables each single year, if the size of the total population and the number of demographic events during the period are known; the situation that we often encounter in many other countries. The reason is that the number of demographic events has strong correlation to hazard rates and information from vital statistics scaled by total population is enough to recover the transition probability matrix. Furthermore, more information gives better estimates; we are able to improve the lifetable estimates, if we observe the populations at risk in more than two times and the number of demographic events during interim years. Finally, the decomposition results reveal ethnic differentials and similarities: for overall changes of fertility changes from 1980 to 2010, nuptiality accounted completely for Malay's fertility changes, while both nuptiality and marital fertility affected Chinese fertility; negative nuptiality effects have increasingly impacts both on Malay's and Chinese fertilities in recent years.

Data and Methodology

Multistate lifetable analysis of fertility with limited data

In general, a multistate lifetable requires, for construction, transition probabilities for all state transitions, each of which is calculated by (1) the number of demographic events by states (i.e. the number of demographic events that risk population experiences) for numerator and (2) population by states (i.e. population at risk) for denominator. The latter is obtained by the state distribution multiplied by total population of all states. For the case of Singapore, the number of marriages and live births by the order (numerators for the state transition probabilities) can be obtained

from vital statistics each yearⁱ. The state distributions (distributions of the nevermarried and parity specific evermarried females) by ethnic group are computable from the results of population censusⁱⁱ only in the decennial census years after 1980 but not available in other interim periods. Thus, we need to estimate states distributions for interim periods to construct multistate lifetables for each year 1980-2010. Once, with the intervening state distributions between census years at hand, we are able to calculate the state transition probabilities with the number of marriages and childbirths divided by the state distributions scaled to mid-year population estimates, then the multistate lifetable is constructed via a standard procedure (e.g. Pollani 2001).

Figure 2 shows overview of the multistate lifetable construction that employs an estimation for the state distribution between census years. First, notice that state transition rates in a particular year t correspond with probabilities for age $x \sim x+4$ population moving from state i to other states j until age $x+1 \sim x+5$ for the year t . For instance, the 1st marriage hazard of age $x \sim x+4$ in year t may be treated as a probability of female population being evermarried by age $x+1 \sim x+5$ conditional on the cohort being nevermarried at age $x \sim x+4$ in year t . We take advantage of this nature of state transition rates to estimate the state distribution of age $x \sim x+4$ in year $t+1$ with the state distribution of age $x \sim x+4$ in year t multiplied by the transition probability for the age and a transformation of age $x+1 \sim x+5$ to $x \sim x+4$ of newly calculated state distribution for year $t+1$. Furthermore, with a state distribution from year- t census taken as an initial value and forward recursive estimations of state distributions, we have an estimate for the next census in year T , when another state distribution is observed. We improve state distribution estimates from year $t+1$ to $T-1$ with an additive adjustment term by age and state, which is identified by means of minimizing mean squared errors of the state distribution estimate for year T from the census distribution. Figure 3 depicts the detail of the adjustment strategy for the 1st marriage of a birth cohort whose age was 20-24 in year t as an example. See appendix 1 for the mathematical details of solving the adjustment problem.

The adjustment for the state distribution estimates between census years has four advantages. First, the state distributions obtained from the *Singapore Census of Population* could be erroneous, because the results for the state distribution calculations are obtained based on 10-20% sample surveys. We need to smooth the connections between the state transition rates before and after census years, and the smooth connections are automatically accomplished by the adjustment. Second, in estimation of the state distribution in year $t+1$ from the distribution in year t , we need to apply the half of the hazard rates for year t and the half of year $t+1$ (from midyear of t

to midyear of t+1) but not the hazard rates for year t as in the present procedure. Third, data are available only by the five-year age category. When estimating state distributions for age $x \sim x+4$ in year t+1, we need to retrieve state distributions for age $x \sim x+4$ from those of age $x+1 \sim x+5$ by an age transformation. Here we assume uniformities of the rates among age $x \sim x+4$ and age $x+1 \sim x+5$ and obtain rates for age $x \sim x+4$ by 1/5 of junior cohorts plus 4/5 of senior cohorts. This uniformity assumption gives only rough estimates. Finally, these discrepancies are cumulated forward.

Decomposition method

As a measure of completed period fertilities which summaries the multistate lifetables, we calculate the total period average parity (TPAP), which is a weighted sum of a lifetable function, $l_x(\text{parity})$ for parity 1 and over, at the end of the reproduction age with their parities as the weight. It is evident from the construction of the multistate lifetables that TPAP is a function of hazard rates for the 1st marriage and order-specific births given by married women. To achieve a decomposition of the components, this study extends an analysis in Suga(2012) by employing a generalized Kitagawa's decomposition method to a difference of the function (Das Gupta 1993). It can be shown that a difference of TPAP in year T from a year of reference (t=0) is decomposed into two components as in Eq. [1], from which Eq.[2] follows.

$$TPAP_t - TPAP_{t-1} = A_t + B_t \quad \text{Eq.[1]}$$

$$\frac{1}{T}(TPAP_T - TPAP_0) = \frac{1}{T}(TPAP_T^\alpha - TPAP_0) + \frac{1}{T}(TPAP_T^\beta - TPAP_0). \quad \text{Eq.[2]}$$

$$\text{Where } TPAP_T = TPAP_0 + \sum_{\tau=1}^T A_\tau + \sum_{\tau=1}^T B_\tau \quad \text{Eq.[3]}$$

$$TPAP_T^\alpha = TPAP_0 + \sum_{\tau=1}^T A_\tau \quad \text{Eq.[4]}$$

$$TPAP_T^\beta = TPAP_0 + \sum_{\tau=1}^T B_\tau \quad \text{Eq.[5].}$$

In Eq. [1], A_t measures an effect of a change in the 1st marriage hazard on the difference of TPAP, and B_t quantifies a contribution of a change in marital childbirth hazards, and TPAP calculated by the multistate lifetable for year T is decomposed into the sum of TPAP in the year of reference ($TPAP_0$), total first marriage effects over the period from year 0~1 to year T-1~T ($\sum_{\tau=1}^T A_\tau$) and total effects of childbirth hazards over

the period from year 0~1 to year T-1~T ($\sum_{\tau=1}^T B_{\tau}$). We call $TPAP_T^{\alpha}$ in Eq.[4] as “cumulated first marriage effect”. It is a period measure which increases/decreases only in response to the change in the 1st marriage hazard. It corresponds with time series of the total average number of births that women in hypothetical cohorts would have, if no change in childbirth hazards and shapes of the age schedule from year 0 to year T. Similarly, $TPAP_T^{\beta}$ in Eq.[5], “cumulated marital fertility effects”, reveals time series of period total average parities with a fixed nuptiality. It reflects a cumulative effect of changes in childbirth hazards of the ever-married from year 0 to year T, interpreted as the number of births of women in hypothetical cohorts under a constant 1st- marriage hazard at the level of year 0 with an invariant shape of age pattern. Eq.[2] decomposes an annual average change of TPAP from year 0 to T into contributions of the cumulated nuptiality and marital childbirths.

Defining $TPAP_T^{\alpha}$ in Eq.[4] and $TPAP_T^{\beta}$ in Eq.[5] is attractive, because the decomposition result can be graphically summarized and demonstrated in one single figure. Notice from the equations [3], [4] and [5] that the difference between the cumulated marital fertility (first marriage) effect and the TPAP calculated by the multistate lifetable for year t equals to the total first marriage (marital fertility) effects cumulated from year 0~1 up to year t-1~t. Figure 4 depicts Eq. [3], [4] and [5] for Chinese in Singapore, and illustrates that the area between the dotted line and the solid line corresponds to the total decline of TPAP due to the decrease in the marital fertility from 1980 upto each year ($-\sum_{\tau=1}^t B_{\tau}$).

Summary of the results

Figure 5 depicts the decomposition results for Chinese and figure 6 corresponds with the result for Malay’s TPAP. Table 1 summarized the calculation of percent distribution of both effects for overall change in 1980-2010.

By the comparison between figure 5 and 6, it is evident that the changes in marital fertility affected TPAP severer for the Chinese than for the Malay. Among the Chinese, table 1 shows that both the 1st marriage- and marital fertility- effects account halves of the decline in TPAP for 1980-2010. Moreover, figure 5 shows that TPAP decreased mainly due to marital fertility effects for 1980-1984 and 1988-1999, while decreases of the 1st marriage increasingly affected TPAP after 2000. Among the Malays, table 1 confirms that marital childbirth hazards had the positive net effects on TPAP for

1980-2010 overall. Also, figure 6 shows positive marital fertility effects increased from the mid-1980s to around 1990 and decreased from around 2000 to the mid-2000s; marital fertility effects stayed almost unchanged in other periods and the 1st marriage effects were attributable to TPAP falls after the early 2000s. Prolonged decline in Malay's TPAP since the 1990s with the stability of the cumulated marital fertility effect imply a role of nuptiality as a primary determinant of Malay's fertility decline, especially after the early 2000s.

Table 2 summarizes the ethnic differentials and similarities in the 1st marriage and marital fertility effect on fertility changes by specific periods. Contrary to impressions from the figures for 1980-2010 overall, ethnic differentials are found only in one period for each of effects. First, in 1990s Malay's marital fertility was almost constant, while Chinese marital fertility decreased by 12%. Second, after 2000 Chinese 1st marriage effect decreased by 13%, while Malay's 1st marriage effect fallen by 30%. For other periods, although the magnitude of the fertility varies by ethnic group, patterns of the fertility coincide among two factors.

Concluding remarks

In this paper, we have discussed about how to construct multistate lifetable when state distributions could not be obtained in parts of years, and proposed a numerical model. Even when statistical tables for population at risk for a specific event are not available, we could still construct multistate lifetables, if the size of the total population and the number of demographic events until the year were known. The reason is that the number of demographic events has strong correlation to hazard rates, and information from vital statistics scaled by total population is enough to construct transition probability matrix.

Moreover, if state distributions are observed in more than years and we have the number of demographic events during interim years, we could improve state distribution estimates. The reason is simply using information both from the beginning and the end of the period is better than using only one of them.

Finally, we found ethnic differentials and similarities in the 1st marriage and marital fertility effects. We should be cautious to derive policy implication from the results, because fertility changes as a consequence of many factors that may be endogenous and it is arduous to isolate the effects of policy without an access to more detailed data. However, the fact that Malay's rapid fertility decline after 2000 was a consequence of the 1st marriage effect may call for new research directions to further

discuss policy implications, because the government introduced intensive pro-natal policy after 2000. Although Malay's fertility is higher than Chinese in 2010, this fact would suggest that Malay's marriage and fertility behavior be getting resembling Chinese behavior.

Appendix 1. The method for solving the adjustment problem

Let $S = \{1,2,3,4,5,6\}$ denotes the state space. States from 1 to 6 correspond with the marriage and childbirths states as in the following order: nevermarried, evermarried and no child; evermarried and parity 1; evermarried and parity 2; evermarried and parity 3; evermarried and parity 4 and over. Let ${}_5L_{x\sim x+4}^{c,S_i,t}$ be a rate of female population of age $x\sim x+4$ who stays in the i^{th} state at the time of census in year t . Let ${}^{i\rightarrow j}M_{x=x+4\rightarrow x+1\sim x+5}^{t\rightarrow t+1}$ be the state transition of female of age $x\sim x+4$ in year t moving from state i to other states j until age $x+1\sim x+5$ by the year $t+1$. Let ${}_5K_{x+1\sim x+5}^{S_i,t+1}$ be a estimate for the rate of female population of age $x+1\sim x+5$ who stays the i^{th} state in year $t+1$. Let ${}_5L_{x+1\sim x+5}^{p,S_i,t+1}$ denote a estimate for the rate of female population of age $x+1\sim x+5$ who stays the i^{th} state in year $t+1$. Then $\left\{{}_5K_a^{S_i,\tau}, {}_5L_a^{p,S_i,\tau}\right\}$ for $\tau = t+1, \dots, t+5$ and $a = x+1\sim x+5, \dots, x+5\sim x+9$ may be solved recursively starting from year- t census distribution until the year $t+5$ when the next census distribution is available as in Eq.[A1]~[A2].

$$\begin{aligned} {}_5K_{x+1\sim x+5}^{S_i,t+1} &= {}_5L_{x\sim x+4}^{c,S_i,t} \cdot \left(\mathbf{1}_{-i\rightarrow i+1} M_{x=x+4\rightarrow x+1\sim x+5}^{t\rightarrow t+1} \right) \text{ if } t \text{ is census year} \\ &= {}_5L_{x\sim x+4}^{p,S_i,t} \cdot \left(\mathbf{1}_{-i\rightarrow i+1} M_{x=x+4\rightarrow x+1\sim x+5}^{t\rightarrow t+1} \right) \text{ otherwise} \end{aligned} \quad \text{Eq.[A1]}$$

$$\begin{aligned} {}_5L_{x+5\sim x+9}^{p,S_i,t+1} &= \delta_{x\sim x+4\rightarrow x+5\sim x+9}^{S_i,t\rightarrow t+5} + \left({}_5L_{x-4\sim x}^{c,S_i,t+1} + 4 \cdot {}_5L_{x+1\sim x+5}^{c,S_i,t+1} \right) / 5 \text{ if } t \text{ is census year} \\ &= \delta_{x\sim x+4\rightarrow x+5\sim x+9}^{S_i,t\rightarrow t+5} + \left({}_5K_{x-4\sim x}^{S_i,t+1} + 4 \cdot {}_5K_{x+1\sim x+5}^{S_i,t+1} \right) / 5 \text{ otherwise} \end{aligned} \quad \text{Eq.[A2]}$$

where $\left\{{}_5K_{16\sim 20}^{S_1,t+1}, {}_5K_{16\sim 20}^{S_2,t+1}, \dots, {}_5K_{16\sim 20}^{S_6,t+1}\right\} = \{1,0, \dots, 0\}$ is given by a radix for the model lifetable, Eq.[A2] defines $\left\{{}_5L_{x+5\sim x+9}^{p,S_i,t+1}\right\}$, and we call $\delta_{x\sim x+4\rightarrow x+5\sim x+9}^{S_i,t\rightarrow t+5}$ as the average error in the estimation for the rate of female population of age $x+5\sim x+9$, who stays in i^{th} state in year $t+5$, based on the state distribution in year- t census for the same cohort whose age

was $x \sim x+4$ in year t . The average error spreads the total error, $\left({}_5L_{x+5 \sim x+9}^{p,S_i,t+5} - {}_5L_{x+5 \sim x+9}^{c,S_i,t+5} \right)$,

over each predicted values of $\left\{ {}_5L_{x+5 \sim x+9}^{p,S_i,t} \right\}$ for interim years between two censuses.

We solve the average errors $\left\{ \delta_{x \sim x+4 \rightarrow x+5 \sim x+9}^{S_i,t \rightarrow t+5} \right\}$ for each state $\{S_i\}$ for $i = 2, \dots, 6$ and age $\{x \sim x+4\}$ for $x = 20, 25, \dots, 45$ by interim period between censuses $\{t \rightarrow t+10\}$ for $t = 1980, 1990, 2000$ and $\{t \rightarrow t+5\}$ for $t = 2005, 2010$ by means of minimizing sum of squared errors $\sum_{i=1}^6 \left(\varepsilon_{x \sim x+4 \rightarrow x+5 \sim x+9}^{i,t \rightarrow t+5} \right)^2$, where each of squared errors is calculated by a system of 6 highly nonlinear equations as in Eq.[A3]~[A4]. For the optimization, we rely on the modified newton's method with initial values of $\mathbf{0} = \left\{ \delta_{x \sim x+4 \rightarrow x+5 \sim x+9}^{S_i,t \rightarrow t+5} \right\}_{i=2, \dots, 6}$. Then, state distributions of all year during the interim period,

${}_5L_{x \sim x+4}^{p,S_i,t}$, will be recovered by Eq.[A2].

$$\varepsilon_{x \sim x+4 \rightarrow x+5 \sim x+9}^{i,t \rightarrow t+5} = \log\left({}_5L_{x \sim x+4}^{p,i,t+5} / \left(1 - {}_5L_{x \sim x+4}^{p,i,t+5} \right) \right) - \log\left({}_5L_{x \sim x+4}^{c,i,t+5} / \left(1 - {}_5L_{x \sim x+4}^{c,i,t+5} \right) \right) \text{ for } i = 2, \dots, 6 \quad \text{Eq. [A3]}$$

$$\varepsilon_{x \sim x+4 \rightarrow x+5 \sim x+9}^{1,t \rightarrow t+5} = \log\left(\left(1 - \sum_{i=2}^6 {}_5L_{x \sim x+4}^{p,i,t+5} \right) / \left(\sum_{i=2}^6 {}_5L_{x \sim x+4}^{p,i,t+5} \right) \right) - \log\left({}_5L_{x \sim x+4}^{c,1,t+5} / \left(1 - {}_5L_{x \sim x+4}^{c,1,t+5} \right) \right) \quad \text{Eq. [A4]}$$

$${}_5L_{x \sim x+4}^{p,S_i,t} \in [0,1] \quad \forall i, t, x \quad \text{Eq. [A5]}$$

$$\sum_{i=1}^6 {}_5L_{x \sim x+4}^{p,S_i,t} = 1 \quad \forall t, x \quad \text{Eq. [A6]}$$

Note that state distributions are probability distributions so that they must satisfy two conditions specified in Eq.[A4]~[A5]. We apply log-odds transformation as in Eq.[A3] for the first restriction Eq.[A4] and impose the second restriction Eq.[A6] on state 1 as shown in Eq.[A4].

References

Palloni, Alberto(2001) "Increment-Decrement Life Tables", Samuel H. Preston, Patrick Heuveline and Michel Guillot, Demography Measuring and Modeling

Population Processes, Blackwell Publishing: Malden, USA.

Saw, Swee-Hock(2005) *Population Policies and Programmes in Singapore*, Institute of Southeast Asian Studies Publications: Singapore.

Straughan, Paulin-Tay, Gavin Jones and Angelique Chan(2009) "From Population Control to Fertility Promotion - A Case Study of Family Policies and Fertility Trends in Singapore", Gavin Jones, Paulin-Tay Straughan and Angelique Chan eds., *Ultra-low Fertility in Pacific Asia: Trends, Causes and Policy Issues*, pp.181-203, Routledge : London.

Suga, Keita(2012) "The Second Demographic Transition in Singapore: Policy Interventions and Ethnic Differentials," *Journal of Population Problems*, Vol68(4): pp.9-21.

Wong, Theresa and Brenda S. A. Yeoh (2003) "Fertility and the Family: An Overview of Pro-natalist Population Policies in Singapore", *Asian MetaCentre Research Paper Series*, No. 12, Asian Research Institute: Singapore.

Yap Mui-Ten(2009) "Ultra-low Fertility in Singapore: Some Observations", Gavin Jones, Paulin-Tay Straughan and Angelique Chan eds., *Ultra-low Fertility in Pacific Asia: Trends, Causes and Policy Issues*, pp.160-180, Routledge : London.

ii For 1980-2010, the number of live births by the order, mother's age and ethnic group can be taken from *Report on the Registration of Births and Deaths* (Registry of Births and Deaths, Immigration and Checkpoints). No data are available for the 1st marriages by women's age and ethnic group, but the 1st marriages by women's age and registration system are available in *Statistics on Marriages and Divorces* (Department of Statistics, Singapore). In 2010, 83% of total marriages was registered under the Women's Charter in which 76% of wives was Chinese. Muslim marriages accounted 13% of total marriages and 73% of muslim wives was Malay. Thus, we expect that the fraction of the 1st marriage among all marriages under Women's Charter given an age should be strongly correlated with Chinese fraction of the 1st marriage among marriages given an age. Then, we indirectly estimate Chinese age-specific first marriages by sum of two parts; Chinese marriage under Women's Charter multiplied by the fraction of 1st marriage under Women's Charter, and the inter-ethnic Muslim marriage of Chinese multiplied by an age distribution of Muslim marriages of other than Malays or Indians and the fraction of 1st marriage under Muslim Law Act.

ii Khoo, Chian Kim(1981) *Singapore: Census of Population 1980, Release No.2*

Demographic Characteristics, Singapore Department of Statistics. Lau, Kak En(1991) *Singapore: Census of Population 1990, Release No.2 Demographic Characteristics*, Singapore Department of Statistics. Leow, Bee Geok(2001) *Singapore: Census of Population 2000, Release No.1 Demographic Characteristics*, Singapore Department of Statistics. Singapore Department of Statistics(1996), *General Household Survey, Release No.1 Socio-Demographic and Economic Characteristics*, Singapore. Singapore Department of Statistics(2006) *General Household Survey, Release No.1 Socio-Demographic and Economic Characteristics*, Singapore. Singapore Department of Statistics(2011) *Census of Population 2010, Statistical Release 1, Demographic Characteristics Education, Language and Religion*, Singapore.

Figures and table

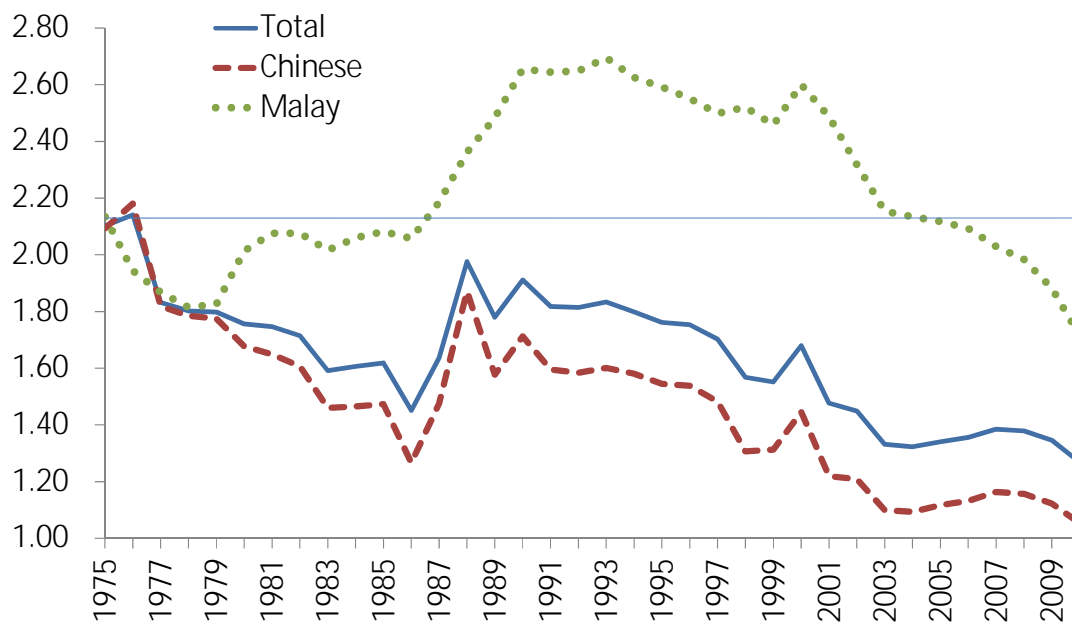
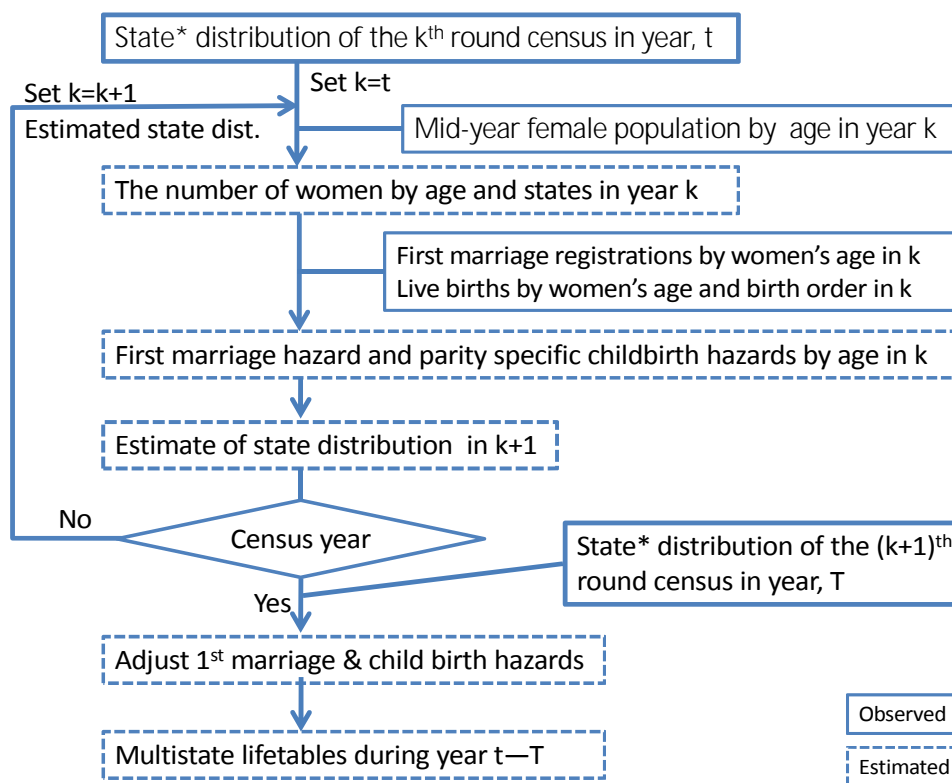


Figure 1. Period TFR by ethnic group in Singapore: 1975-2010.



*States={Nevermarried, Married&[No child, parity 1, parity 2, parity 3, parity 4+]}

Figure 2. Multistate lifetable construction with limited data.

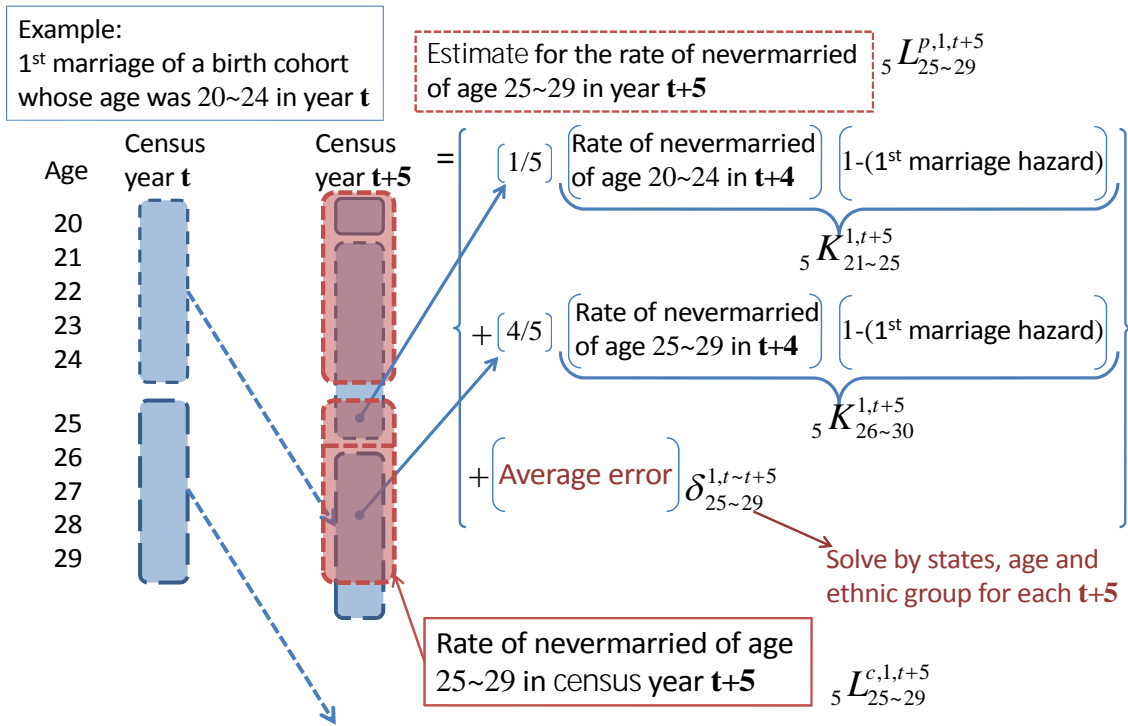


Figure 3. Adjustment strategy for the first marriage and marital childbearing hazards.

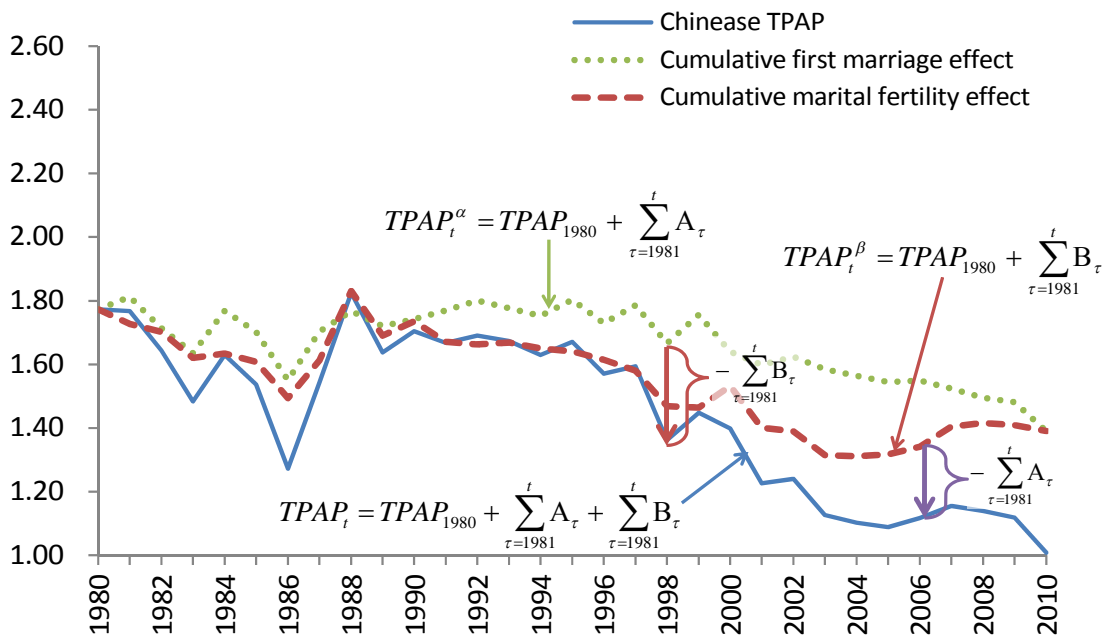


Figure 4. Decomposition of period TPAP into the first marriage component and the marital fertility component.

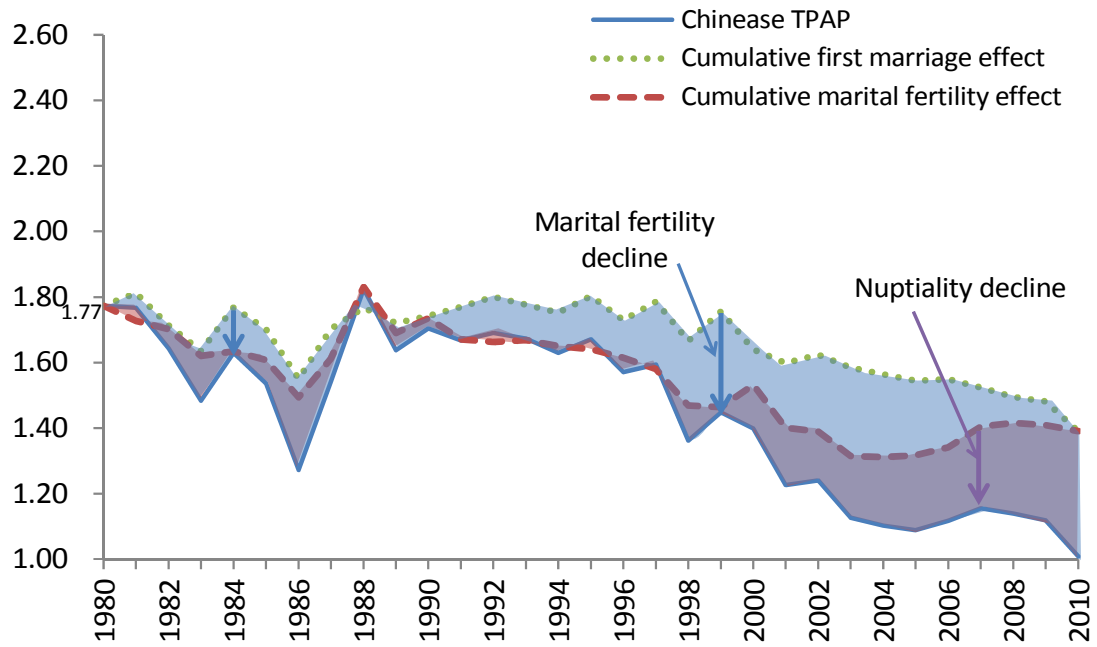


Figure 5. Decomposition result of TPAP into effects of the first marriage and marital fertility: Chinese in Singapore, 1980-2010.

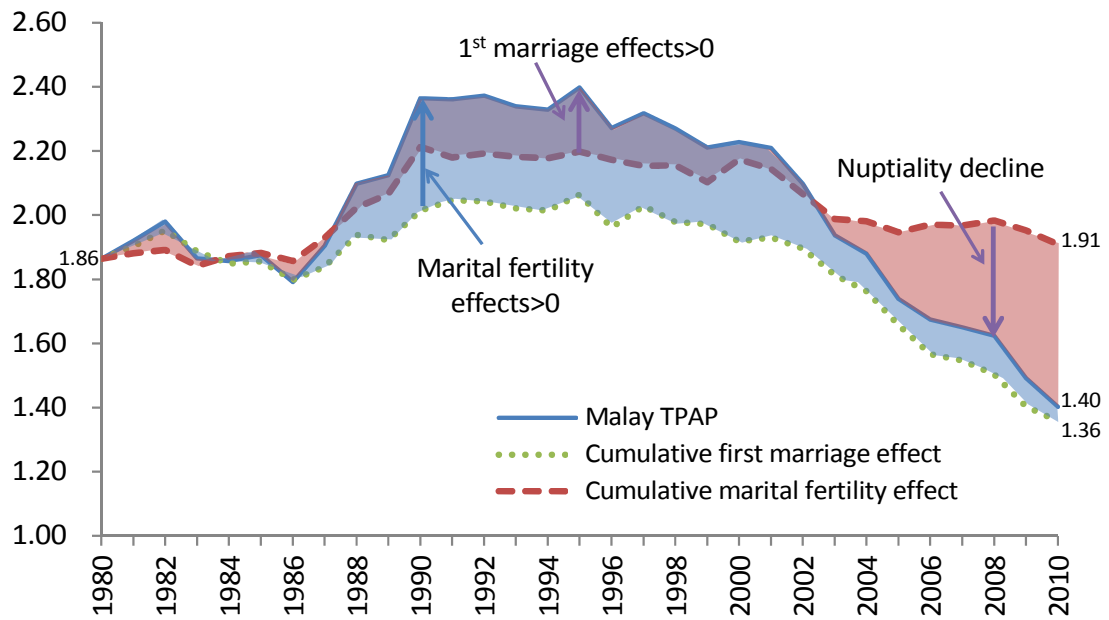


Figure 6. Decomposition result of TPAP into effects of the first marriage and marital fertility: Malay in Singapore, 1980-2010.

Table 1. Decomposition of TPAP into contributions of the 1st marriage and marital fertility effects: Chinese and Malay in Singapore, 1980-2010 overall.

	Years		$\Delta(2010-1980)$
	1980	2010	
I. Chinese			
Change of period measures			
Total period average parity ¹⁾	1.773	1.008	-0.765
Cum. 1 st marriage effect ¹⁾	1.773	1.390	-0.383
Cum. marital fertility effect ¹⁾	1.773	1.391	-0.382
Percent distribution of effects			
1 st marriage effect ²⁾			-50.1
Marital fertility effect ³⁾			-49.9
II. Malay			
Change of period measures			
Total period average parity ¹⁾	1.863	1.403	-0.461
Cum. 1 st marriage effect ¹⁾	1.863	1.358	-0.506
Cum. marital fertility effect ¹⁾	1.863	1.908	0.045
Percent distribution of effects			
1 st marriage effect ²⁾			-109.7
Marital fertility effect ³⁾			9.7

Note: 1) $[\text{TPAP}_{2010} - \text{TPAP}_{1980}] * B/T$ where B stands for the length of the reproductive years (i.e. age 20-49) and T stands for the length of the period. TPAP should be read as X^a for cumulative 1st marriage effect and X^b for cumulative marital fertility effect, defined in Eq. [6] and Eq. [7], respectively. 2) % ratio of $[X^a_{2010} - X^a_{1980}] / [\text{TPAP}_{2010} - \text{TPAP}_{1980}]$ where X^a denotes cumulative 1st marriage effect defined in Eq. [6]. 3) % ratio of $[X^b_{2010} - X^b_{1980}] / [\text{TPAP}_{2010} - \text{TPAP}_{1980}]$ where X^b denotes cumulative marital fertility effect defined in Eq. [7].

Table 2. Ethnic differentials and similarities in the 1st marriage and marital fertility effect on fertility changes.

A. Cumulative marital fertility effect

Period	Similarity	Dissimilarity	
		Chinese	Malay
1986~1990	Increase*	Decrease 1.74 1.53(-11.6%)	Almost constant 2.21 2.17(-1.8%)
1990~2000			
1999~2000	Increase		
2000~2004	Decrease		
2004~2008	Not Decrease*		

*Patterns differ.

B. Cumulative 1st marriage effect

Period	Similarity	Dissimilarity	
		Chinese	Malay
1986~1990	Increase	Decrease 1.59 1.39(-13.0%)	Rapid decline 1.93 1.36(-29.6%)
1990~2000	Little decrease		
2001~2010			