

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 26 年度 総括研究報告書

研究代表者 鈴木 透

平成 27 (2015) 年 3 月

目 次

総括研究報告

総括研究報告書（要旨）

東アジアの低出産高齢化と高齢者の福祉

鈴木 透

分担研究報告

分担研究報告書（要旨）

東アジアにおける健康状態・老後不安の政策関連要因

- EASS2010 の比較分析 -

小島 宏

韓国の少子化対策の成果と限界

- 第2次基本計画から第3次基本計画へ -

相馬直子

シンガポールにおける将来人口推計

菅 桂太

中国における公的医療保険制度の実施状況とその問題点

医療保障における都市部と農村部間の格差

馬 欣欣

中国における公的医療保険制度が医療費の自己負担に与える影響

都市部と農村部の比較

馬 欣欣

International Seminar: Population Aging

in Eastern Asian Low Fertility Countries 報告資料

研究成果の刊行に関する一覧表

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

小島 宏 (早稲田大学 社会科学総合学院教授)

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)

馬 欣欣 (京都大学 大学院薬学研究科講師)

研究協力者

朴 京淑 (ソウル國立大學校社會科學大學教授)

于 若蓉 (中央研究院人文社會科學研究中心研究員)

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・死亡率の低下だが、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。このような極端な低出生力の背景には、家族システムと経済社会システムの不整合があると考えられ、家庭内・家庭外でのジェンダー平等の乖離はその現れのひとつである。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。特に韓国の状況は深刻だが、これは家族支援が急激に減退する中で公的支援の発達が遅れているためとみなせる。台湾では家族支援が健在で、韓国ほど深刻な状況ではない。中国は今後高齢者福祉の悪化が懸念されるが、セーフティネットの不足を補うため家族支援を強化しようとしている。民主主義国家では世代間葛藤や理念対立等で合意形成の困難を抱えているが、中国でも一人っ子政策の緩和課程をみると同じような困難が関知される。

研究分担者：

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）
馬 欣欣（京都大学大学院薬学研究科講師）

研究協力者：

朴 京淑（ソウル国立大校社会科学部教授）
于 若蓉（中央研究院人文社会科学研究中心研究員）

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。

C. 研究結果

C-1. 東アジアの低出生力高齢化と高齢者の福祉

韓国は2005年に1.08、台湾は2010年に0.895の合計出生率を記録したが、これらは類例を見出し難い世界最低水準の極低出生力である。日本を下回る低出生力は当分の間続くと考えられ、2060年までには韓国・台湾は日本を上回る人口高齢化水準に達すると予想される。極低出生力の要因については、韓国・台湾における経済社会変動が市場経済への移行を経験した東欧・旧ソ連圏より激烈だったとは考えにくく、変動に対する反応に特異性があると考えられる。そのような特異性として、欧米や日本と大きく異なる儒教的家族パターンがポスト近代的経済社会システムと不整合を起こしていることがあげられる。その現れのひとつとして、教育・職業分野におけるジェンダー平等が急速に達成されたのに対し、家族・親族システムにおけるジェンダー平等の改善は停滞していることが考えられる。他に高い教育熱、肉体労働の蔑視、親子紐帯の強さといった文化的パターンが、韓国・台湾の極低出生力に関与している可能性がある。

韓国の状況は危機的であり、65歳以上の貧困率・自殺率が異常に高い。また、高齢者の労働力率が高いことは、公的移転・私的移転とも不足していることを示唆する。公的移転が少ないのは、国民皆年金化が1999年と遅かったことにもよる。韓国の高齢者の脆弱性は、独居割合

の高さのような居住状態にも現れている。その遠因は、農業に競争力がなく離農向都移動が日本や台湾より急激だったことによる。韓国の政治で高齢者の困窮は強く意識されており、朴槿恵大統領は選挙戦で高齢者福祉の拡充を公約していたが、財政難で困難に直面している。韓国では保守派と進歩派のイデオロギー対立が熾烈で、一致して増税に踏み切ることが不可能に見える。このため福祉制度は「委縮した社会民主主義」という均衡点から脱出できずにいる。

台湾の高齢者の状況は韓国ほど深刻ではないが、これは家族支援の強さに支えられていると思われる。台湾の高齢者は子との同居割合が高く、全般的に子からの経済的支援が大きいと考えられる根拠がある。世界最低の出生率への懸念はあるものの、台湾では低出生力・高齢化問題は日韓ほどには関心をもたれていない。これは中国との兩岸関係が圧倒的な重要性を持つことにもよる。

中国は韓国・台湾より生活水準が低い段階で、これら両国とほぼ同時に人口高齢化が進行する「未富先老」が憂慮されている。文化大革命等によって、儒教的価値観は急激に崩壊したと思われるが、2013年の老年人權益保護法改正は、家族支援を強化し社会保障制度の発達の遅れをカバーする意図があるとみられる。2011年の城鎮居民社会養老保険の発足を以て中国の皆年金化は達成されたが、新型農村社会養老保険と城鎮居民社会養老保険が任意加入である上に、支給には15年以上の保険料支払いが必要なため、農村部を中心とする高齢者の経済状況悪化が懸念される。また2013年の一人っ子政策緩和(単独二孩の許容)までに相当な論争があったとみられることから、出生抑制策から出生促進策への転換は不可能に近いと思われる。これは少子高齢化の根本的解決策が採れないことを意味し、仮に他の東アジア国家が人口減少・高齢化を克服できたとしても中国だけはできないという事態が起こり得る。

東アジアのめざましい経済発展は、欧米先進国より早い段階で顕在化する人口減少・高齢化によってチェックされる傾向にある。これは既存の国際秩序を固定化するメカニズムとして作用する。フクヤマは『歴史の終わり』でリベラルな民主主義が政治の最終形態としたが、共産党独裁と市場経済の組合せを選択した中国はこ

のテーゼへの挑戦者とみなせる。果たして中国の経済発展と覇権主義が人口要因によって阻害されるのかは、世界史的視野からも重要な意味を持つ。

C-2. 東アジアにおける健康状態・老後不安の政策関連要因 - EASS2010 の比較分析 -

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、健康状態・老後不安の関連要因、特に政策関連要因を分析した。日本人男性の健康状態が4カ国中で最も悪いが、これには年齢構成効果の影響もある。男性より女性の方が健康状態が悪く健康への懸念も大きい。特に韓国の高齢女性の深刻さが目立つ。

ロジット分析によると、医療抑制経験、健康保険への加入、環境問題等の影響は、限定的にしかみられなかった。環境問題については、問題が深刻な地域からの転出が影響を与えている可能性がある。

C-3. 韓国の少子化対策の成果と限界 - 第2次基本計画から第3次基本計画へ -

韓国の「低出産・高齢社会基本計画」は、現在第三次計画(2016~20年)を準備中である。現在進行中の第二次計画(2011~15年)における現金給付としては、(1)保育所を利用しない0~4歳児、(2)養子縁組した子、(3)ひとり親世帯の子、(4)障害児で、普遍的な児童手当はない。それ以外の金銭的支援としては、所得控除、保育手当、国民年金クレジットがある。

保育サービスでは、保育所に加え大企業には職場保育施設設置の義務がある。「労働者・庶民全賃貸ローン」制度や「幸福住宅」事業は、新婚夫婦の住宅取得を支援する。

両立支援策としては、まず公共部門で「時間制勤務」「時差出勤制度」「勤務時間選択制」「集約勤務制」「最良勤務制」「集中勤務制」「柔軟服装制」「在宅勤務制」「沿革勤務制」などの柔軟な勤務形態を導入している。

少子化対策予算として、2013年に13.5兆ウォンが投入され、うち90%以上が保育サービスに充当されている。少子化対策支出の対GDP

比は2013年に0.95%に達したが、ヨーロッパの福祉国家と比べるとまだ低い。

2016~20年を実施期間とする第三次基本計画では、晩婚化を抑制し共働き夫婦を標的とすること、保育中心から雇用・住宅・教育政策との関連を強化すること、社会・文化的キャンペーンを通じて子育て環境の醸成・革新をはかることが主張されている。

C-4. シンガポールにおける将来人口推計

シンガポールの政府文書では統計局による将来人口推計の結果が引用されているが、統計局は推計方法や設定された仮定値の詳細を明らかにしていない。したがって将来推計結果がどのような出生率・死亡率・移動率の変化によってもたらされているのか明らかにできず、移民数についてどのような動向を仮定したのかも分からない。

そこで現在までの出生率・死亡率の趨勢を反映し、政府が目標とする移民数を仮定した将来人口を独自に推計し、統計局の公式推計結果と比較した。またこの独自推計に加え、出生率・死亡率・移動率の設定を変えた五種類のシナリオによる推計も行い、公式推計・独自推計と比較した。

独自推計における女子の年齢別出生率は、一般化対数ガンマ分布のパラメタを趨勢延長することによって仮定値を得た。これによって、生涯の合計出生率は低下するものと仮定された。将来生命表は、Lee-Carterモデルによって得、平均寿命は伸長することが仮定された。男女別・年齢別移動率はARIMAモデルによって得、また政府目標である年間2.81万人の入国超過を仮定して補正した。

統計局の公式推計は2.81万人の入国超過が維持されると仮定した独自推計より少なくなっており、入国超過数が将来半減に近い水準まで減少すると仮定したものと推測される。また、移動率の仮定を変えることによる影響は非常に大きく、シンガポール人口の将来は移民政策に強く依存することが示される。

C-5. 中国における公的医療保険制度の実施状況とその問題点 医療保障における都市部と農村部間の格差

計画経済時代の中国では、都市では労働保険医療と公務員公費医療、農村では農村合作医療の医療保険制度があった。1990年以後の改革によって、都市従業員基本医療保険（1998年）、都市住民基本医療保険（2007年）、新型農村合作医療保険（2003年）が逐次発足し、制度上では国民皆医療が達成された。しかし中国では戸籍制度が維持されているため、医療保険も都市と農村に分断されていることが問題となっている。

加入率に関しては、新型農村合作医療保険への加入者が急激に伸びたことにより、2011年時点でいかなる医療保険にも加入していない農村住民は3.1%で、都市住民の10.9%より皆保険に近い状況にある。しかしながら住民千人当たりの医師数、看護師数、病床数のような医療サービスの供給面で、農村は都市より劣悪な状況にある。また死亡率・疾病率・重篤患者割合とも農村の方が高く、医療サービスへの需要も相対的に大きいことを示唆する。さらに所得の都市/農村格差が拡大しているにもかかわらず、政府の公的医療支出は都市に偏重しており、その結果医療費の自己負担率は農村の方が高い。このように、中国農村部の医療保険制度は、高い加入率にもかかわらず深刻な問題を抱えており、地域格差の是正が早急に求められる。

C-6. 中国における公的医療保険制度が医療費の自己負担に与える影響 都市部と農村部の比較

改革開放後、医療機関が利潤を追求するようになると過剰医療が問題化し、また医療費が高騰して「看病難、看病費」という言葉を生んだ。1990年代以後に整備が進んだ公的医療保険制度は、国民の医療費負担を軽減し所得再分配機能を果たすことが期待される。

しかしながら個票データを用いた多変量解析の結果、医療保険制度への加入は、都市でも農村でも医療費の自己負担を軽減していないことが示された。個人特性や地域環境を統制しても医療保険加入の効果が統計的に有意でないということは、医療保険制度に深刻な欠陥があることを示唆する。各制度の点検・整備に加え、今後は重篤患者向けや高齢者向けの特別な医療保

険制度の創設も検討する必要がある。

D. 考察

「未富先老」は中国で言われているが、準備が整わない中での急速な高齢化はほとんどの新興国・途上国に共通する問題と言える。特に世界最低の極低出生力を示す韓国・台湾では激甚な人口減少と高齢化が予想されており、それは経済発展の阻害と社会保障財源への圧迫を通じて高齢者の福祉を悪化させる恐れがある。経済発展には技術革新・政治的安定・国際関係・外国資本・環境問題等の多様な要因が関わっているが、人口減少・高齢化が顕在化するほど経済発展が困難になるのは確実だろう。韓国・台湾の一人当たり所得が日本に追い付く可能性は充分にあるが、すでに人口ボーナスを使い果たしつつある中国が高度成長を維持するのは困難に思える。

日本では1961年に皆年金・皆保険が達成され、高齢者の家族支援から公的支援への移行は比較的順調に進んだ。これに対し韓国では圧縮的都市化により家族支援の弱体化が、年金制度の成熟に先行して進んでしまったのが、現在の深刻な状況をもたらしたと思われる。台湾は都市化が緩慢で家族支援が韓国ほど急激に進まなかったため、皆年金の遅れにもかかわらず高齢者の生活は韓国ほど悪化していない。中国は文化大革命とその後の拝金主義によって、台湾ほど伝統的家族規範が維持されていない。しかし戸口制度によって、韓国のような極端な離農向都移動は抑制されていると考えられる。

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もの中国の特徴である。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政策的対応としては、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。

F. 健康管理情報 なし

G. 研究発表

1. 論文発表

鈴木透(唐永亮译)「东亚的低出生率及老龄化问题—日本・韩国・中国台湾之比较」王伟主编『中日韩人口老龄化与老年人问题』中国社会科学出版社, 2014.5, pp. 1-17.

鈴木透「東アジアの低出生率・高齢化問題」国立社会保障・人口問題研究所編『日本の人口動向と21世紀社会』2015年3月(予定)

KOJIMA, Hiroshi (2015) "Religion and the Use of Family Policy Measures in Japan, South Korea and Singapore," Waseda Studies in Social Sciences(『早稲田社会科学総合研究』), Vol.15, No.3, pp.1-20.

小島宏(2014)「東アジアにおける宗教と健康 EASS2010の比較分析」『早稲田社会科学総合研究』, 第15巻,第2号, pp.1-32.

KOJIMA, Hiroshi (2014) "The Effects of Religion on Fertility-Related Attitudes and

Behavior in Japan, South Korea and Singapore," Waseda Studies in Social Sciences (『早稲田社会科学総合研究』), Vol.15, No.1, pp.1-26.

小島宏(王伟译)「东亚的男女同居及人口学意义」王伟主编『中日韩人口老龄化与老年人问题』中国社会科学出版社, 2014.5, pp. 61-102.

相馬直子「日韓比較から考える子育て・保育政策 韓国の事例を中心に」女性労働問題研究会編『「ネオリベ」と労働破壊(女性労働研究58号)』青木書店, pp. 61-77, 2014年。

相馬直子「韓国における幼保一元化: <幼児教育/保育>問題の変容」『教育と医学』第62巻第6号, pp. 80-88, 2014年6月。

馬欣欣「中国都市戸籍住民における医療保険の加入行動の要因分析 医療保険加入の類型およびその選択の決定要因」『アジア経済』第55巻第2号, pp.62-94, 2014年6月。

2. 学会発表

鈴木透「近年における各国の世帯数の将来推計」日本人口学会2014年度第1回東日本地域部会, 札幌市立大学, 2014.10.25.

鈴木透「東アジアの低出生率」アジア少子化・教育・雇用研究会, 上智大学, 2014.11.15.

Toru Suzuki "Family Patterns and Population Changes in Eastern Asia," CASS-IPSS Joint Workshop on Population and Social Security, Beijing, China, 2014.9.15.

Toru Suzuki "Low Fertility and Confucian Family Pattern in Eastern Asia," Academia Sinica, Taipei, Taiwan, 2014.11.26.

Toru Suzuki "Introduction: Low Fertility and Population Aging in Eastern Asia," International Seminar: Population Aging in Eastern Asian Low Fertility Countries, National Institute of Population and Social Security Research, Kyoto University, 2015.2.19-20.

小島宏(2014)「東アジアにおける宗教と健康 EASS2010の比較分析」日本人口学会第66回大会、明治大学駿河台キャンパス(2014.6.15)

Naoko Soma, Junko Yamashita, "Double Responsibilities of Care: Emerging New Social Risks of Women Providing Both Elderly Care and

- Childcare in Japan ” XVIII ISA World Congress of Sociology, Yokohama, Japan. (2014.7.15)
- 菅桂太「女性の就業と出生：JGGS2013 の分析」
第 66 回日本人口学会大会、明治大学
(2014.6.14)
- 菅桂太「死亡率の地域格差が将来人口推計の精度に及ぼす影響」日本人口学会 2014 年第 1 階東日本地域部会、札幌市立大学
(2014.10.25)
- Keita Suga, ”A multistate lifetable analysis for the effects of the 1st marriage and marital reproduction on fertility in Singapore,” Population Association of America Annual Meeting 2014, Boston, U.S.A.
(2014.5.1-3)
- Keita Suga, ”Regional differentials of death rates and their effects on an accuracy of a regional population projection in Japan,” European Population Conference 2014, Budapest, Hungary
(2014.6.25-28)
- 馬欣欣 (2014) 「中国新型農村合作医療保険制度と医療サービスの利用」 京都大学大学院経済学研究科中国経済研究会、2014 年 10 月 28 日、京都大学、2014.10.28.
- Ma Xinxin (2015) “Population Aging and Public Health Insurance Reform in Rural China” presentation in the International Seminar on “Comparative Study on Population Aging in Eastern Asian Low Fertility Countries”, Tokyo and Kyoto, 2015.2.19-20.

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

東アジアの低出生高齡化と高齡者の福祉

鈴木 透（国立社会保障・人口問題研究所）

．緒言

韓国・台湾の急激な出生力低下は、今後激甚な人口高齡化につながると予想される。シンガポール・香港・マカオといった大都市圏の出生率が農村部を含む国のそれを下回るのは自然だが、大都市圏は生産年齢人口の転入超過によって人口高齡化がある程度緩和されることが期待される。しかし韓国・台湾の出生率は今後も長期にわたり日本を下回ると考えられる上に、国際人口移動が年齢構造に有意な影響を与える水準に至るとは考えにくい。したがって韓国・台湾の人口高齡化水準が、現在世界第一位である日本をいずれ上回る可能性が高く、実際に多くの将来推計でそのような推計結果が示されている。

本稿は、韓国・台湾を中心とする東アジアの急激な人口高齡化の原因である極端な出生力低下に対するひとつの事後解釈を提示する。東アジアよりはるかに激しい経済社会変動を経験したはずの旧ソ連・東ヨーロッパ諸国の出生力低下は、韓国・台湾ほどではない。したがって東アジアの極端な低出生力は、出生力低下をもたらす経済社会変動が激しかったためではなく、そうした変動への反応が他の文化圏より大きかったためと思われる。その主な原因は、日本を除く東アジアの儒教的家族パターンとポスト近代的経済社会システムの不整合が大きいためと考えられ、それは家族外と家族内のジェンダー平等に典型的に現れる。

高齡者の扶養・介護機能は、かつての家族にもっぱら依存する形態から、公共部門の役割が増大する趨勢にある。近年盛んに行われている国民移転計算(NTA; National Transfer Account)研究では、高齡者の勤労所得以外の生涯経費を「私的移転」「公的移転」「資産運用」の三つに大別する。先進国では公的移転の比重が大きく、途上国では驚いたことに私的移転より資産運用(貯金の取り崩しや借金を含む)の比重が大きい。台湾はNTA枠組に参加している中では、指摘支援の比重が最も大きい唯一の国である。韓国では家族からの支援が逡減する一方で公的なセーフティ・ネットの整備が遅れており、高齡者の福祉は深刻な状態にある。これに対し台湾では、家族支援が韓国ほど衰退しておらず、高齡者の状況は韓国ほど深刻ではないように思われる。台湾では子との同居率が高いことと相まって、儒教的家族パターンが韓国・中国よりよく保存されているように思われ、それがポスト近代的経済社会システムとの不整合を大きくし、出生率を低下させているようである。

．人口高齡化の展望

図1は国連人口部の世界人口展望(UNPD 2013)の出生中位推計による65歳以上割合(高齡化率)を、日本・韓国・台湾・中国・シンガポールについて比較したものである。2010年時点では日本の高齡化水準が他を圧倒しているが、韓国・台湾が急激に追い上げ、

2060年には日本を上回る予想になっている。シンガポールの高齢化は韓国・台湾ほど急速ではないが、頭打ちになることなく持続するため、2085年には5カ国中最も高くなる。65歳以上割合が35～40%に至るこれらの国に比べ、中国は30%を超えることはないという推計結果になっている。

図1. 東アジアの65歳以上割合(国連人口部)

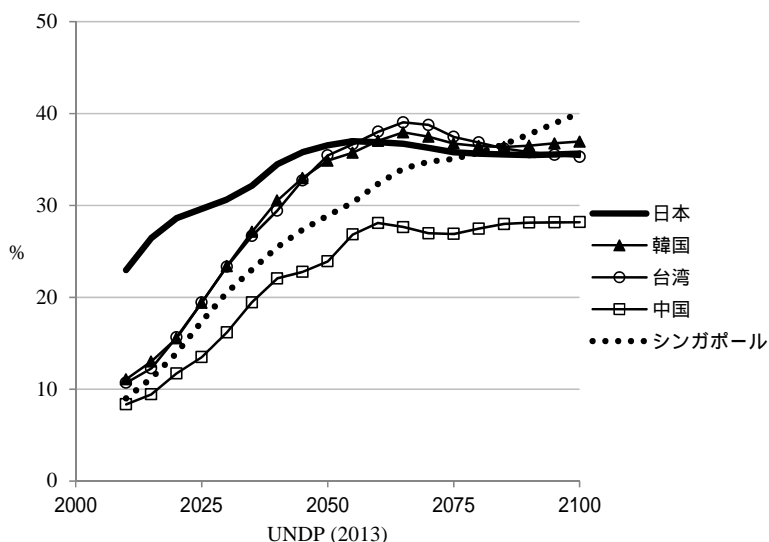


表1. 65歳以上割合の高い国

2010年		2060年			
順位	国	65歳以上(%)	順位	国	65歳以上(%)
1	日本	23.0	1	カタール	41.6
2	ドイツ	20.8	2	オマーン	39.0
3	イタリア	20.3	3	台湾	38.0
4	ギリシア	19.0	4	キューバ	37.3
5	ラトヴィア	18.4	5	韓国	37.0
6	ブルガリア	18.3	6	日本	36.9
7	スウェーデン	18.2	7	香港	36.8
8	ポルトガル	18.0	8	ポルトガル	35.1
9	オーストリー	17.8	9	スペイン	33.7
10	クロアチア	17.5	10	ドイツ	33.2
11	エストニア	17.5	11	レバノン	32.9
12	ベルギー	17.2	12	タイ	32.9
13	フィンランド	17.1	13	マルティニク	32.8
14	スペイン	17.1	14	マルタ	32.5
15	スイス	16.9	15	セルビア	32.5
16	フランス	16.8	16	シンガポール	32.4
17	ハンガリー	16.7	17	イタリア	32.2
18	デンマーク	16.7	18	ポーランド	31.8
19	スロヴェニア	16.7	19	UAE	31.5
20	英国	16.6	20	マカオ	31.3
⋮			⋮		
45	香港	12.9	39	中国	28.1
55	韓国	11.1			
56	台湾	10.7			
65	シンガポール	9.0			
70	中国	8.4			
80	マカオ	7.2			

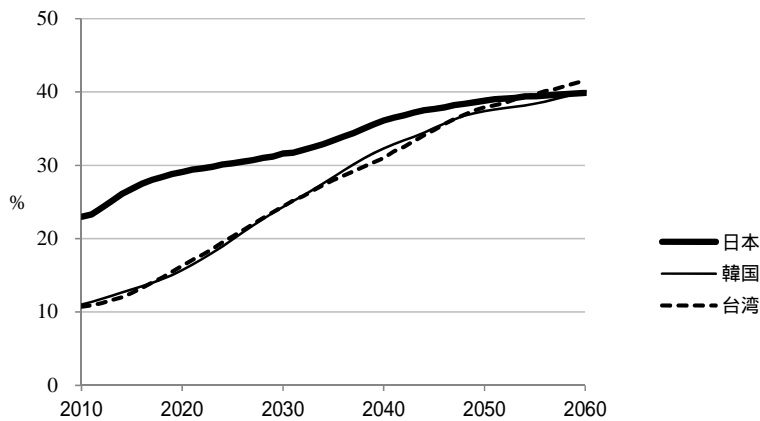
UNPD (2013)

を、日本が1.76、韓国が1.73、台湾が1.66とした。一方、各国の公式推計による2060年の中位仮定値は、日本が1.35、韓国は1.42、台湾は1.30となっている。

国連人口部は世界204カ国・地域の年齢別人口の将来推計を公表しているが、表1は2010年と2060年における65歳以上割合の順位を示したものである。2010年時点で日本は最も人口高齢化が進んだ国であり、これは老年従属指数や中位数年齢でも同様である(Suzuki 2014)。図1にみるように、他の東アジア諸国は2010年時点では日本と大差があり、香港(45位)からマカオ(80位)までに位置づけられる。ところが2060年になると、台湾(3位)、韓国(5位)、日本(6位)、香港(7位)と上位10カ国中4カ国を東アジアが占め、シンガポール(16位)、マカオ(20位)も上位20カ国に含まれることになる。

国連人口部の予想では、2060年の日本・韓国・台湾の65歳以上割合は35～40%と想定されるが、各国の公式推(中位シナリオ)はもう少し悲観的である。国立社会保障・人口問題研究所(2012)は、2060年の日本の65歳以上割合を39.9%と予想した。韓国統計庁(2011)は、2060年の65歳以上割合を40.1%と見通した。台湾の行政院経済建設委員会(2010)は、2060年の65歳以上割合が41.6%に至るとみている。これは出生率の回復に関する仮定が、国連ほど楽観的でないことによる。UNPD(2013)の出生中位推計は、2055～60年の合計出生率の仮定値

図2. 東アジアの65歳以上割合(公式推計)



国立社会保障・人口問題研究所『日本の将来推計人口』2012.1
 『 : 2010 ~2060 』2011.12
 行政院經濟建設委員會『2010 年至2060 年 臺灣人口推計』2010.9

最終的な高齢化の水準は今後の出生率の動向に依存するが、韓国・台湾の高齢化が2060年までに日本を追い越すという予想は、各国の公式推計の比較からも導かれる。図2にみるように、韓国と台湾の65歳以上割合はよく似た軌跡を描いて急激に上昇し、台湾は2055年に、韓国は2060年に日本を上回ることになる。これは、韓国・台湾の合計出生率が過去10年ほど日本を下回り続けており、今後も日本より低い水準で推移するだろうという想定から導かれる

る自然な帰結である。仮に韓国か台湾の出生率が急速に回復して日本を上回り、その状態のまま推移すれば、高齢化水準が日本に追い付くことはないかもしれない。しかしここ10年程度の趨勢を見ると、そのような事態は起こりそうにない。

．東アジアの極低出生力

1．極低出生力の展望

1970年代以後、先進国における出生力低下の先頭に立ったのは北西欧諸国で、特にスカンジナビア諸国とドイツ語圏で出生率が急速に低下し、それに他の北西欧諸国が続いた。1980年代に北西欧で置換水準以下の出生力が大勢を占めると、第二人口転換理論(van de Kaa 1987)はこれを世俗化・個人主義化という長期的な価値変動と結び付けて解釈した。この理論によると、20世紀前半の先進国における置換水準付近までの第一人口転換が「子どもは王様」という利他的・家族主義的価値によって特徴づけられるのに対し、20世紀後半の置換水準以下への第二人口転換は「カップル(親)は王様」という利己的・個人主義的価値を反映する。同棲・婚外出生・離婚の増加といった一連の家族変動は個人主義症候群として把握され、置換水準以下への出生力低下はその症状の一つであると解釈された。

1980年前後にはスカンジナビア諸国やドイツ語圏が出生力低下の先頭に立っており、第二人口転換理論はそうした状況を反映したものだ。ところが1990年代に入ると、南欧・東欧・旧ソ連圏に合計出生率が1.3以下となる極低出生力(lowest-low fertility)が出現し、人口学者を驚かせた(Kohler et al. 2002)。この時点で出生力低下と他の家族変動の関連は完全に逆転し、今や家族主義的価値が強く、伝統的性役割が頑健で、女子の労働力参加が低調で、結婚制度が健全で出産との結びつきが強い国の方が、低い出生力を示すようになった。こうして家族主義から個人主義へと向かう価値変動が出生力低下の主因であるとする第二人口転換理論のテーゼは、再考を余儀なくされた。

さらに21世紀に入ると、出生力低下の最前線は東アジアに移った。先頭を切ったのは

韓国で、2001年には早くも1.30で極低出生力の水準に達した。2003年には台湾(1.24)と日本(1.29)が続いた。日本の出生率変動は韓国・台湾に比べて緩慢であり、最低点でも2005年の1.26に踏みとどまり、また2006年には1.32で早くも極低出生力水準から脱出した。これに対し韓国と台湾は、2010年代に入っても極低出生力にとどまっている。韓国は2005年に1.08と日本よりはるかに低い値を記録し、台湾に至っては2010年に0.895という恐るべき低出生率を示した。

表2. OECD諸国と東アジアの合計出生率(TFR)の最小値

国	TFR (年)	国	TFR (年)	国	TFR (年)
アイスランド	1.93 (2002)	カナダ	1.49 (2000)	イタリア	1.19 (1995)
ニュージーランド	1.89 (2002)	オランダ	1.47 (1983)	スロヴァキア	1.19 (2002)
アイルランド	1.85 (1995)	デンマーク	1.38 (1983)	スペイン	1.16 (1998)
米国	1.74 (1976)	ルクセンブルク	1.38 (1985)	シンガポール	1.15 (2010)
オーストラリア	1.73 (2001)	スイス	1.38 (2001)	チェコ	1.13 (1999)
フランス	1.66 (1994)	オーストリー	1.33 (2001)	韓国	1.08 (2005)
ノルウェー	1.66 (1984)	ポルトガル	1.32 (2007)	台湾	0.895 (2010)
英国	1.63 (2001)	エストニア	1.28 (1998)		
ベルギー	1.51 (1985)	日本	1.26 (2005)		
フィンランド	1.50 (1973)	ドイツ	1.24 (1994)		
スウェーデン	1.50 (1999)	ギリシア	1.24 (1999)		
		ハンガリー	1.24 (2011)		
		ポーランド	1.22 (2003)		
		スロヴェニア	1.20 (2003)		

OECD Family Database, Statistics Singapore, 行政院主計總處

図3. 極低出生力の持続期間

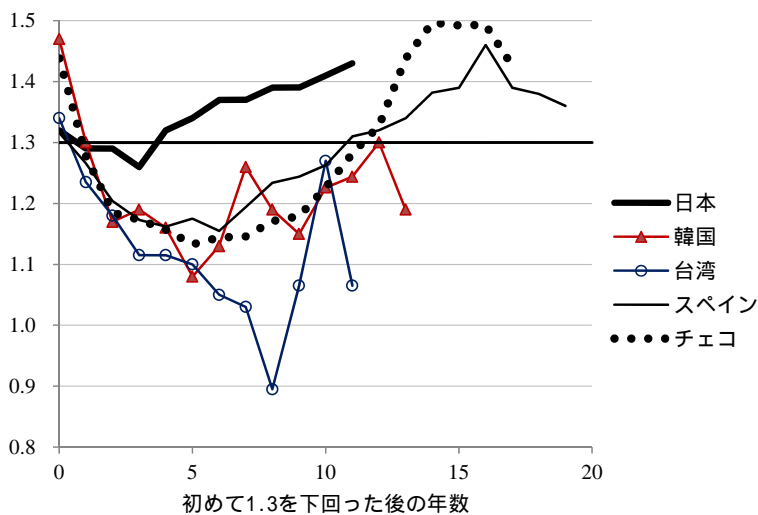


表2はOECD会員国とシンガポール、台湾の合計出生率の最小値を比較したものである。香港・マカオはこの表に含めなかったが、東アジアの大都市の合計出生率が1.0を下回るのは珍しいことではない。実際、東京都も2005年に0.9987を記録した。この意味で、シンガポールは出生力低下の防止に成功していると言える。1000万人以上の人口を持ち、農村部を含む国で、合計出生率が1.0を下回ったのは、台湾が唯一の例と思われる。韓国の1.08も、類例を探

るのが難しいほど低い水準である。

韓国・台湾の合計出生率は、最小値が低いのみならず、1.3以下の極低出生力にとどまる期間も長引く可能性が高い。図3は合計出生率がはじめて1.3を下回った年を第1年として、日本・韓国・台湾をイタリア・チェコと比較したものである。前述のように、日本

の極低出生力は 2003～05 年の 3 年間のみで、その後は 1.43(2013 年)まで回復している。イタリアは 1993～2003 年の 11 年間、チェコは 1995～2005 年のやはり 11 年間極低出生力が続いた。韓国は 2001 年に 1.297 を記録して以後、2012 年に同じ 1.297 まで回復したが、2013 年には再び 1.187 まで低下した。これで 13 年間極低出生力が続いており、他のどの先進国よりも長引いている。台湾は 2003 年以後 11 年間極低出生力が続いているが、おおむね韓国より低い水準で推移しており、さらに長期間極低出生力にとどまる可能性がある。

2. 出生力の文化決定論

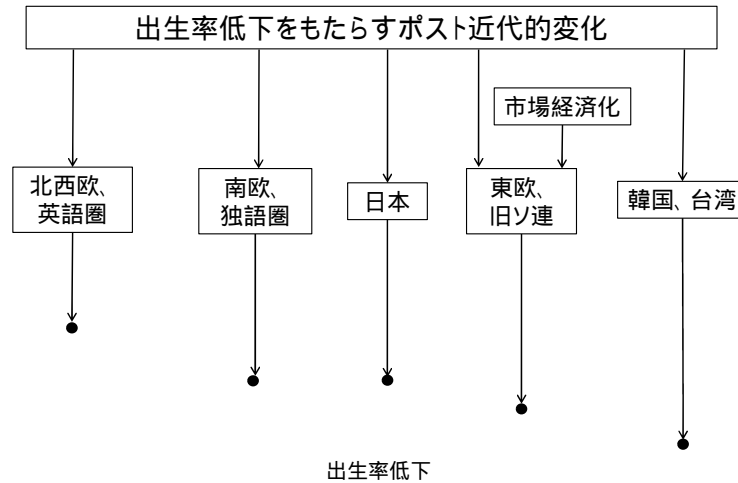
先進国における置換水準以下の原因とみなされるポスト近代的な社会経済的变化は、新資本主義とグローバル化による就業不安定と不確実性の増大、低成長経済下での若年労働市場の悪化、相対所得の低下によるアスピレーションと現実の所得の乖離、教育費をはじめとする子の直接費用の高騰、経済のサービス化・ソフト化に伴う女子の労働力参加などである (Easterlin 1978, Becker 1991, Lutz et al. 2006, McDonald 2009)。こうした後期産業社会におけるポスト近代的な変化は、多かれ少なかれ全ての先進国で共通に作用している。しかしそうした変化がもたらす出生力低下の度合いは、文化圏によって異なる。

表 2 から明らかなように、英語圏、北欧(バルト三国を除く)、西欧(ドイツ語圏を除く)諸国は、1.5 以上の合計出生率を維持した国が多い。一時的に 1.5 未満の合計出生率を記録したのは、ルクセンブルク(1976～79 年、1982～87 年)以外は数年で 1.5 を回復している。McDonald(2009)はこれらをグループ 1 とし、それより大幅に低い出生率を示したグループ 2(ドイツ語圏、南欧、東欧、旧ソ連圏、東アジア先進国)と区別した。日本の最小値(1.26)は、ドイツ語圏や南欧の平均的な水準である。表 2 にはないが、Goldstein et al.(2009)によると、ブルガリアは 1997 年に 1.09、ウクライナは 2001 年に 1.08 と韓国並みの低出生率を記録している。したがって東欧・旧ソ連圏はドイツ語圏・南欧・日本より著しい出生力低下を示したが、平均的には韓国ほどではなかったと言える。これらを模式的に示すと、図 4 のようになる。

グループ 1(北西欧、英語圏)とそれ以外の低出生力国の違いについて、McDonald(2009)は家族親和的諸制度と家庭内ジェンダー平等の影響を強調した。Reher(1998)は、北西欧の弱い親子紐帯と南東欧の強い親子紐帯という文化的対照が古代にまで遡ることを示した。北西欧と英語圏におけるジェンダー平等の高さ、女子労働力率の高さ、離家と経済的自立の早さ、婚外出生の多さ、母親以外との育児分担の多さといった要因は、そうした文化的差異を反映していると考えられる (Suzuki 2014)。

先進国に共通するポスト近代的な社会経済的变化に加え、東欧・旧ソ連圏諸国は社会主義経済から市場経済への移行という激甚な変化を経験した。このためドイツ語圏・南欧・日本よりも出生率が大きく低下したとしても、不可解ではない。しかし市場経済化という追加的要因がなかった韓国・台湾の出生率がさらに低い水準まで低下したのは、東欧・旧ソ連圏を上回る激しい変動があったためとは考えにくい。したがって韓国・台湾の極端な出生率低下は、「圧縮的近代化」(2001; 2002) のような要因の特異性ではなく、反応の特異性として考察すべきである。

図 4 文化圏ごとの出生力低下



1

McDonald (2002) が個人志向的制度（特に学校や職場）と家族志向的制度（特に家族そのもの）におけるジェンダー平等の乖離に注目したように、低出生力は急激に変化する経済社会システムと緩慢にしか変化しない家族システムの葛藤の結果と考えられる。韓国・台湾の極端に低い出生率を解釈する場合、欧米先進国および日本と異なる何らかの文化的特徴が影響したと考えるべきだろう。そのような文化的差異として、欧米と日本が近代化以前に封建制を経験した封建家族の子孫であるのに対し、日本以外の東アジアは近代化直前には中央集権的な農業官僚制 (Cumings 1997a) であり、儒教家族の子孫であることが指摘できる。

表3. 近代化直前の家族パターン

	中国	朝鮮	日本
イデオロギー	孝重視	孝重視	忠重視
非親族への信頼	低い	低い	高い
女性の地位	厳格な隔離	厳格な隔離	比較的平等
親族集団	父系制	父系制	双系制または弱い父系制
婚姻	同姓不婚	同姓不婚	内婚
養子縁組	異姓不養 世代重視	異姓不養 世代重視	非血縁可 世代無視
相続	男子均分	長男優待	単独
世帯構造	合同家族または 親の輪住	直系家族	直系家族

Suzuki (2014)

表 3 は近代化直前である 19 世紀半ばの中国・朝鮮・日本の家族パターンをまとめたものである。儒教圏では「孝」が最も重視されるイデオロギーであり、家族関係が最も重要

視され他の社会関係のモデルとなっていた。儒教の礼教性と宗教性は、孝によって結ばれている。儒教の深層には死者との対話を可能にする宗教性があり、孝は「生命の連続の自覚」に基づく宗教的意識である。この孝の上に家族道徳が築かれ、その上に様々な社会的道徳が作られた（加地 1997）。

日本の儒教受容は「忠」を「孝」の上に置くかなり変形されたものだったが、さらに「孝」が「恩」に条件付けられるという儒教の原型にはない特徴を持つ。これは封建的主従関係が家族関係に適用されたもので、中国等では逆に家族関係があらゆる社会関係を規定したのとは際立った差異がある。古典儒教では「孝」は子の絶対的で単純無条件的な義務で、親による慈愛とは無関係とされた（桑原 1927）。孝は天地そのものの理法で自然の性であるゆえに行うのであり、親の恩に報いるためのものではない。これに対し日本では、親の恩は無限に深くいくら返しても返し切れないとされたが、孝はあくまで恩を返すために行うものとされた（川島 1957）。

Fukuyama（1995）は、中国の低信頼社会と日本の高信頼社会の差の源泉を、家族主義の違いに帰している。台湾を含む中国人社会で大企業が育ちにくいのは、非親族への信頼がなく同族経営からなかなか脱却できないからである。一方、日本では親族への義務ははるかに弱く、日本のイエは家産を存続させることに重点が置かれ、そのため非血縁養子が頻繁に行われた。

儒教圏と日本の差は、ジェンダー関係においても際立っていた。儒教的理念に従って女性を公的な場から隔離した中国・朝鮮に比べると、近代化直前の日本女性の地位は相対的に高かったようである。これは幕末に日本を訪れた西洋人の記録でも裏づけられる（Screech 2005; Murphy 2009; Perry 1856; Griffis 1876）。

中国では家族は父系血縁集団である宗族に包含される。宗族の原理は同姓不婚と異姓不養で、前者は血縁集団内での結婚を禁忌すること、後者は血縁集団内からしか養子を取らないことである。男女とも父の姓を継ぎ、結婚後も姓を変えることはない。したがって父の血族は同じ宗族の成員だが、母や妻の血族は異なる宗族に属す。特に祭祀権の継承は重要な宗教的意味を持ち、鬼神は直系卑属の男子でなければ祀りを受けないとされた。このため養子は兄弟や従兄弟の息子を取るのが原則で、宗族の系譜における世代関係の遵守が重視された（官文娜 2009）。李氏朝鮮は朱子学の礼を強制する過程で、同姓不婚・異姓不養の原理も両班層を中心に普及して行った。（殷棋洙 2009）。

日本では同姓不婚・異姓不養の原理は導入されず、近代直前の家族パターンは中国・朝鮮と非常に異なっていた。日本では内婚性向が強く、養子を取る際に世代を考慮せず、12世紀以降は非血縁の異姓養子を取る例も増えた（官文娜 2009）。鎌倉武士の惣領制は南北朝以降に長子単独相続に移行し、この過程で女性の権利が著しく縮小したとされる。庶民層で家業・家産の維持、単独相続、直系家族世帯といった特徴が出揃うのははるかに遅く、江戸時代後期とされる（Mosk 1995, 平井 2008）。

このように日本は同姓不婚・異姓不養の原理を欠き、中国・朝鮮の宗族とは明らかに異なる家族パターンを持つ。トッド（2001）の分類では、中国は外婚制共同体家族、朝鮮と日本は直系家族に分類される。相続と世帯構成に注目すれば、朝鮮は中国よりむしろ日本のパターンに近い。ただし複数の息子が結婚後も親と同居する大家族は、中国でも実際には多くなかったと想像される。老親が息子の世帯を輪往して扶養される習慣は、大家族の

集住が難しかったことによるものだろう。その場合、世帯構造としては日本・朝鮮の直系家族に近かったと考えられる。相続に関してはトッドの分類のように中国が朝鮮・日本と異なると見ることができるが、全体としては儒教家族としての中国・朝鮮と、封建家族としての日本との対比が目立つ。

日本文明が中華文明（儒教文明）と異なる独自の文明であるという視点は、Huntington（1996）にもみられる。それ以前にも、封建制から絶対王政へ進む歴史的展開における日本とヨーロッパの類似性は、多くの学者によって指摘されてきた（Eisenstadt 1996）。梅棹（1957）の『文明の生態史観』は、西ヨーロッパと日本に共通する特異性を指摘した。このように日欧の共通性と、儒教圏の日欧からの乖離については、既存研究でも指摘されている。したがって日欧と異なる儒教的家族パターン（孝重視イデオロギー、非親族への不信、伝統的ジェンダー観、厳格な父系制と同姓不婚・異姓不養の慣行）等が、韓国・台湾の極端に低い出生力低下に関連しているとしても不自然ではない。

3．ポスト近代的経済社会変動と家族システム - ジェンダー平等を中心に

産業化以後の経済社会変動は英国、次いで米国が先導し、モデルを提供してきた。英語圏先進国の出生率低下が比較的緩慢だったことは、ポスト近代的変化がアングロ・サクソンの家族パターンと深刻な葛藤を起こさなかったためと解釈できる。一方で出生力低下が深刻だったドイツ語圏、南欧、東欧、旧ソ連圏、東アジアでは、アングロ・サクソンと大きく異なる家族パターンが、ポスト近代的経済社会システムに適合的でないと考えられる。特に儒教的家族パターンはアングロ・サクソン家族からの乖離が大きく、それだけ出生力低下が急激に進んだものと思われる。

McDonald（2000）の命題 5「ジェンダー間平等が個人志向的制度で高まりながら、家族志向的制度で低い水準にとどまれば、出生率は非常に低い水準まで低下する」は、そうした経済社会システムと家族社会システムとの齟齬を、ジェンダー平等に焦点を当てて述べたものと解釈できる。その意味するところは、学校・職場でのジェンダー平等が達成されても、家庭内でのジェンダー平等が低い水準にとどまれば、女性たちは家庭内での役割より家庭外での活動を重視することになり、出生率が非常に低い水準まで低下するというものである。また、公的分野でのジェンダー平等があまりにも急速に進みすぎると、保守的な男性の敵意をかき立て男女間葛藤を促進するかも知れない。

東アジアの家庭外におけるジェンダー平等は、指標によってはきわめて高い水準を示す。特に UNDP（2013）の GII（Gender Inequality Index）によると、日本はジェンダー平等度の高い方から 21 位、韓国は 27 位、中国は 35 位であり、英国（34 位）や米国（42 位）と同等かそれ以上の平等度を達成していることになる。さらに行政院主計總處（2013）によると、UNDP と同じ方法で計算した台湾の GII は、世界第 2 位の高い平等度を示した。これは WEF（2013）の OGG（Overall Gender Gap）と異なり、GII では政治的・経済的平等度のウェイトが低く、保健的平等度（十代出生率と妊産婦死亡率）のウェイトが高いことによる（Suzuki 2014）。さらに台湾では政治的平等度（女性議員割合）も高く、それがオランダに次ぐ世界第 2 位の平等度につながっている。

家庭内でのジェンダー平等に関する確立した指標はないので、国際比較が可能なデータを渉猟してみる。表 4 は 2006 年の EASS（East Asian Social Survey）モジュールに見る

家族規範意識で、台湾または韓国が最も伝統的・保守的な意識を持ち（太字）、日本が最も非伝統的で、中国はその中間に来るという図式になっている。全体としては台湾が韓国よりも保守的で、特に夫稼得者モデルへの支持（問7）への支持の高さはきわだっている。

表4. 東アジア4カ国の家族主義 - 「強く賛成」の%

	台湾	韓国	日本	中国
1. 自分の幸福よりも、家族の幸福や利益を優先すべきだ	28.5	21.5	4.4	9.3
2. 親の誇りとなるように、子どもは努力すべきだ	34.2	18.3	2.7	19.5
3. 夫と妻の両方の親族が、妻の助けを必要としているときには、妻は夫の親族を優先して助けるべきだ	8.2	7.8	1.5	3.2
4. 長男が、多くの財産を相続すべきだ	3.0	6.1	1.5	2.8
5. どのような状況においても、父親の権威は尊重されるべきだ	25.9	31.1	3.9	17.6
6. 妻にとっては、自分自身の仕事よりも夫の仕事の手助けをする方が大切である	12.8	12.8	1.8	5.1
7. 夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ	15.4	9.7	2.2	5.6
8. 景気がわるいときには、男性よりも女性を先に解雇してよい	2.0	1.8	1.0	1.5

岩井・保田(2009)

表5. 既存研究における夫方・息子方同居と妻方・娘方同居

文献	国(年)	夫親同居	妻親同居	妻親/夫親
Martin&Tsuya (1991)	日本 (1988)	34.8%	9.3%	26.7%
Rindfuss et al. (2004)	日本 (1994)	37%	9%	24.3%
西岡 (2000)	日本 (1998)	629	175	27.8%
施利平 (2008)	日本 (2002)	29.2%	6.3%	21.6%
Rindfuss et al. (2004)	韓国 (1994)	24%	4%	16.7%
Chu&Yu (2010)	中国 (2004)	454	90	19.8%
Chu&Yu (2010)	台湾 (2003)	459	51	11.1%

文献	国(年)	息子夫婦同居	娘夫婦同居	娘/息子
田淵・中里 (2004)	日本 (1998)	21.7%	6.8%	31.3%
Chu&Yu (2010)	中国 (2004)	33.2%	4.8%	14.5%
Chu&Yu (2010)	台湾 (2003)	44.1%	2.4%	5.4%

2010年センサスにおける65歳以上高齢者の子との同居割合は、台湾(52.2%)が日本(40.7%)を上回っている。韓国・中国の同居割合はよくわからないが、台湾に特徴的なのは妻方・娘方同居の少なさである。表5に見るように、日本では夫方：妻方の比は4:1程度だが台湾は9:1で、韓国・中国より強い偏りが見られる。親からみた子との同居では、台湾は娘方同居が息子方同居の20分の1しかなく、さらに強い偏りを見せている。

このように規範意識と同居規則については、台湾が最も保守的で伝統的な意識を保持しているように見える。一方中国は、文化大革命と改革開放を通じて伝統的価値観が大きく浸蝕されたとみられ、台湾・韓国に比べ伝統的パターンが希薄になっている。ところが図4にみるように、出生性比の偏りは中国で最も大きい。これは農村部を中心に、強い男児選好が残っていることを示唆する。つまり共産主義の熱狂と狂気も、儒教的家族パターンを全体的に浸蝕したわけではないらしい。

さらに日本は、儒教的・家族主義的特征が最も希薄である点では一貫しているが、家庭内ジェンダー平等の面でははなはだ好ましくない一面を持つ。表6は表4と同じ2006年EASSの結果だが、日本の夫は東アジアで最も家事に非協力的という結果になっている。これは日本人の夫が儒教圏の夫ほど家族主義的でないため、職場生活が占めるウェイトが高いためとも解釈できる。

図4. 出生性比

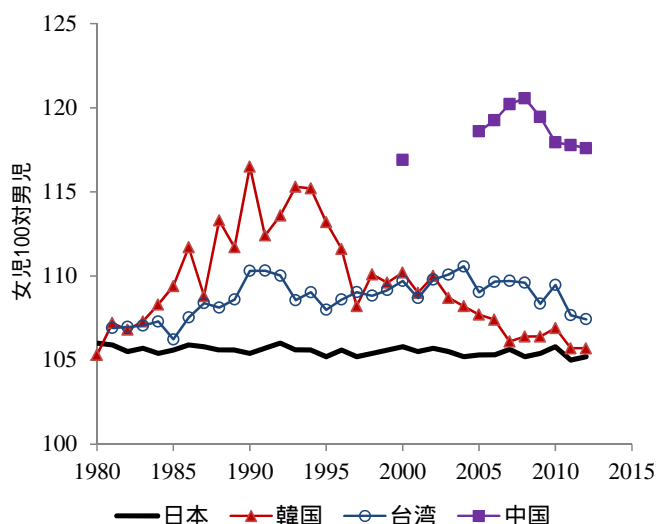


表6. 夫の家事参加（「ほぼ毎日」の%）

	日本	韓国	中国	台湾
掃除	4.3	10.9	18.3	11.2
洗濯	4.5	6.1	10.7	11.7
夕食	3.2	6.9	22.9	11.6

岩井・保田(2009)

このように台湾・韓国が伝統的な儒教家族的パターンを保持していることを示唆するデータもあれば、そうでないデータもある。さらに家族生活に関わる行動・意識パターンとしては、夫の家事参加に加え育児参加、同居に加え金銭・サービス交換における夫方・妻方への偏り、夫妻の勢力関係と意志決定過程、それに影響する同類婚の動向、親子紐帯と夫婦紐帯の相対的強度といった側面も重要だろうが、これらについては比較可能なデータがみつからなかった。ここに示したデータからは、やはり台湾家族が儒教的パターンを最もよく保存しているように思われる。これは日本時代から都市化や階級分化が朝鮮より緩慢で（Cumings 1997b）、中国のような価値観の大混乱を経なかったことから演繹される結果でもある。

McDonald（2000）は家庭内と家庭外のジェンダー平等の乖離に着目したが、儒教的特性を出生力低下に結びつける解釈は他にもあり得る。たとえば高い教育熱は教育費の急騰をもたらし、夫婦出生力を引き下げ得る。肉体労働の蔑視は強いホワイトカラー志向を生み、熾烈な競争社会を出現させ、結婚・出産を阻害しているのかも知れない。孝イデオロギーの影響で儒教圏の親子紐帯が日本や欧米より強いとすれば、乳幼児保育サービスの利用をためらわせ、子の離家と経済的独立を遅らせているのかも知れない。強い道徳志向性は、同棲や婚外出生の増加を抑制している可能性がある。これらの解釈を科学的・体系的に検証するのは難しいが、状況証拠なりとも探してみる価値はあるだろう。

中国の人口普查における合計出生率（2000年に1.22、2010年に1.18）は、低すぎるとして信頼されていない。UNPD（2013）は、2005～10年の推定値を1.63としている。中

国の合計出生率は 1.3 を下回ったことがないと考えられるが、それは経済発展が 2000～05 年の韓国・台湾の水準にまだ達していないためだろう。今後一人当たり所得が 1 万ドルを大きく超え、発展の果実が農村部にまで十分に分配されれば、韓国・台湾並みの低出生率が出現する可能性がある。IMF による中国の一人当たり GDP の推定値は 2015 年に 8 千ドル程度で、7%の経済成長が続けば 2021 年には 1 万 2 千ドルに達する。もし 2020 年代に中国の出生率が急低下するとしたら、図 1 に示した人口高齢化の軌道は修正が必要になり、韓国・台湾に迫る水準まで高齢化が進むだろう。そのような急激な人口高齢化は中国の経済成長を阻害し、現在の韓国・台湾のように一人当たり 3 万ドルに迫るのは難しくなるかも知れない。

．人口高齢化と高齢者の福祉

1．家族・市場・政府

かつては家族が老後保障の唯一の担い手だったが、産業化とともに市場部門・公共部門の役割が増して行く。ここで市場部門には、高齢者本人の勤労所得に加え、個人年金・企業年金、貯蓄・退職金の運用や引き出し、借金なども含まれる。公共部門は公的年金、医療保険、各種福祉制度を通じた現金・現物給付が含まれる。これらによって家族の役割が全くなくなるわけではないが、家族による扶養・介護が急激に縮小すれば、高齢者の福祉を大きく損なうことになる。その場合、政府は社会保障制度の整備を急ぐ必要に迫られるだろう。

国民移転計算 (National Transfer Account) 研究は、高齢者の勤労所得以外の生涯経費 (lifecycle deficit) を公的移転 (public transfers)、私的移転 (private transfers)、資産運用 (asset-based reallocations) の三つに大別する。私的移転は主に子からの経済的支援で、資産運用は勤労所得以外の市場を通じた自助努力と考えればよいだろう。Lee, et al. (2012) によると、先進国では公的移転、途上国では資産運用の比重が大きい。日本と中国では公的移転、韓国では資産運用の比重が最も大きい。驚くべきことに、アジア・欧米・ラテンアメリカ 20 ヶ国中、私的移転が最大のシェアを占める国は台湾だけである。これは上述の家族規範や同居規則に加え、儒教イデオロギーが台湾で最もよく実践されていることを示唆する。

韓国の公的年金は、公務員年金 (1960 年)、軍人年金 (1963 年)、私立学校教職員年金 (1975 年) といった特殊職域年金が先行し、国民年金は 1988 年に発足した。発足当時は従業員 10 人以上の事業所勤労者に限定されていたが、1992 年に従業員 5 人以上の事業者勤労者に拡大され、1995 年に農漁民・農漁村地域自営業者を包摂した。1999 年には最後まで制度外にあった都市自営業者が包摂され、この時点で国民皆年金化が達成された (金領祐 2001)。国民年金の満額給付には 20 年以上の保険料納付が必要だが、5 年以上納付した 60 歳以上加入者は減額給付を申請できる。2009 年時点で 65 歳以上の年金受給者の 90%以上は 5～9 年加入の特例老齢年金受給者であり、平均給付月額が 18.8 万ウォンに過ぎなかった (金成垣 2011)。国民日報 (2014 年 7 月 14 日付) によると、2012 年の韓国の年金受給率は 34.8%、平均給付月額は 36 万ウォンで、いまだに日本の受給率 96.4%、月額 160 万ウォンと大差があるとされる。

台湾でも軍人保険（1950年）、勞工保険（1950年）、公教人員保険（1958年）、農民健康保険（1985年）のように、特殊職域年金が並立していた。国民党は2000年から国民年金を開始する予定だったが、9.21大地震（1999年）や民進党への政権交代のため遅れ、2008年からようやく実施された（陳小紅 2009）。2013年時点での加入者は、軍人保険21.7万人、公教人員保険59.4万人、勞工保険974.6万人、農民健康保険141.0万人、国民年金367.8万人となっている。勞工保険は1950年から実施されており、15年以上で満額給付の資格が得られる。農民健康保険は1985年に発足しており、1998年以前に加入し15年以上保険料を負担した者は、月7,000元の老農津貼を受領できる（國家發展委員會人力發展處 2014）。国民年金の受領者は、まだほとんどいないと思われる。

中国の年金制度は、中華人民共和國労働保険条例（1951年）に始まった。国が財政を担い、保険料支払いがないこの制度は、公務員と準公務員（大学・研究機関等の「事業単位」の勤労者）を対象とする機関・事業単位養老保険として現在まで続いている。改革開放後は、公務員以外に対しては旧来の制度が維持できなくなり、1997年に都市の勤労者と自営業者を対象とする城鎮職工基本養老保険が発足した。改革開放後、農村部では長らく公的年金がなかったが、2009年に新型農村社会養老保険が発足した。さらに都市の非就労者を対象とする城鎮居民社会養老保険が2011年に発足し、制度上は国民皆年金が達成された（尹豪 2013）。2014年には新型農村社会養老保険と城鎮居民社会養老保険が統合され、三レール制に治まった。統合制度は任意加入で、実態はまだ皆保険とはほど遠いが、「普惠」に向かって変化が進行中とされる（于洋 2014）。

2. 高齢者の福祉と居住状態

韓国と台湾は終戦まで日本の植民統治を受け、1970年代にはアジア NIEs としてめざましい経済発展を遂げ、1980年代末にほぼ同時に民主化を達成するなど、似通った発展過程を経てきた。現在はともに世界最低水準の低出生率に苦しみ、いずれ人口高齢化で日本を凌駕するであろうことは、上に見たとおりである。低出産・高齢化問題への対処では、韓国がやや先行した感があり、国民皆年金の達成も韓国の方が早かった。

表7. 65歳以上高齢者の状況(2010年前後)

	日本	韓国	台湾	中国
相対貧困率 (%)	19.4	47.0	16.6	?
自殺率(10万対)	17.9	81.9	35.8	?
独居割合 (%)	16.4	19.7	14.3	12.1

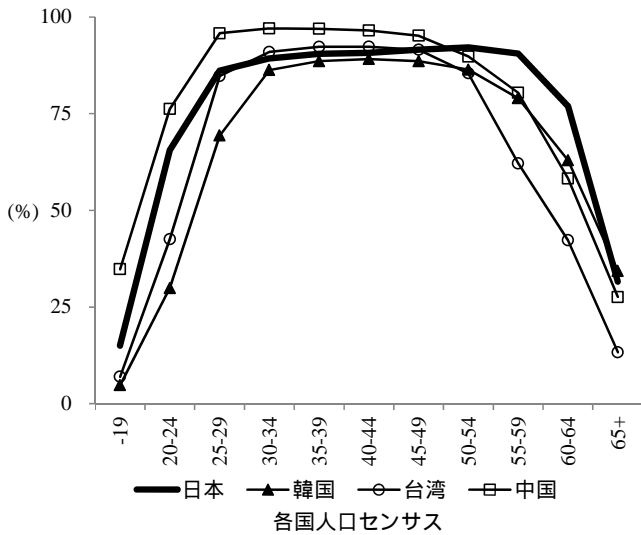
大西(2014), 薛承泰(2014), Suzuki (2014)

【社説】韓国の高齢者自殺率、日米の4～5倍とは(中央日報 2012-09-11)

台湾老人好苦悶 自殺死亡率高居全國第一(立法院 2012-04-02)

それにもかかわらず、高齢者の状態は韓国がはるかに深刻である。表7にみるように、韓国の65歳以上高齢者の貧困率と自殺率は、日本・台湾をはるかに上回っている。貧困率・自殺率に加え、老人虐待の頻度も米国・英国・カナダよりはるかに高いという報道もあった（朝鮮日報 2011年8月23日付）。韓国の高齢者は公的移転も私的移転も不足するため、働かざるを得ないとされる。図5は2010年センサスにおける各国の男子の年齢別

図5. 男子の年齢別労働力率(2010年)



労働力率だが、65歳以上では韓国(34.3%)が日本(31.5%)を上回る。70歳以上では韓国の27.1%に対し日本は22.5%で、差はさらに大きくなる。

これに対し、台湾の高齢男子の労働力率は他の三国に比べ顕著に低い。日本が55~59歳をピークに急激に労働力率が低下するのに対し、他の三国では50代から労働力の低下が始まるが、特に台湾で低下が著しい。これは60歳定年制が守られている日本と異なり、他の三国では「肩たたき」のような早期退職を促す圧力が強いことを示唆する。台湾で高齢男子の労働力率が火杭にもかかわらず、状況が韓国ほど深刻でないのは、家族支援の強さが考えられる。

表7にみるように、台湾の独居老人割合は14.3%で、日本(16.4%)や韓国(19.7%)より低い。2010年センサスにおける65歳以上の子との同居割合は52.2%で、日本(40.7%)より高い。このような高齢者の居住状態の違いが、韓国・台湾の高齢者福祉の差異の一因と考えられる。

このような高齢者の居住状態の差異は、日本統治時代の発展パターンの違いにまで遡り得る。農村が疲弊し膨大な人口が都市と国外に流出した朝鮮と異なり、日本時代の台湾では農村からの人口流出が緩慢だった。これは台湾農業が好調で、砂糖・茶・缶詰・アルコール等を日本に輸出して大幅な黒字を達成したことによる。GDPに占める第一次産業割合は、1920~40年の間に朝鮮では58.4%から43.1%まで低下したのに対し、台湾では37.8%から36.0%へと、ほぼ停滞していた。好調な農産物輸出によって、台湾の工業製品の貿易収支は均衡していたが、朝鮮は大幅な赤字だった(金洛年2004)。大地主への土地所有集中が進んだ朝鮮と異なり、台湾では1931~45年の間に富の分配がむしろ平等化した(Cumings 1997)。こうして朝鮮では農村部の荒廃と貧困化が、台湾では農村部での資本集積と経済発展が進んだ。

台湾からの輸出品は1960年代前半まで農産物が中心だったが、後半からは農村部で軽工業製品を製造し輸出する中小企業が勃興した。繊維・プラスチック・電機製品を製造する農村工業が農村部の余剰人口を吸収したため、都市化は依然として緩慢だった(石田2005)。政府は韓国のような少数の巨大企業と財閥への集中政策を採らず、多くの中小企業が日米への輸出を通じて急成長した。政府の保護策もあって、台湾の中小企業は多国籍企業の支配を回避できた(Vogel 1991)。このように少数の巨大財閥への集中と多数の中小企業の乱立という違いも、都市化のテンポに影響を与えたと考えられる。そして都市化や格差拡大が緩慢だったことは、世帯構造や居住状態に限らず儒教的家族価値が相対的に保存される結果となり、一方では韓国を上回る急激な出生力低下を招来しながら、他方では高齢者の福祉が保護されているという解釈も可能だろう。

3. 人口高齢化の政治学

日本では人口高齢化に伴う持続的な社会保障負担の急増を受けて、ながらく消費税率の引き上げが政治的懸案となって来たが、2014年4月にようやく8%への引き上げが実現した。しかし2015年10月に予定されていた10%への引き上げは先送りされ、いかに増税への政治的ハードルが高いかを改めて示す結果となった。社会保障・税一体改革成案(2011年6月)によると、増税分の社会保障費への充当のうち、子ども・子育て支援に充てられるのは4分の1程度で、多くは年金・医療・介護分野への充当が予定されていた。ここには人口高齢化に伴う高齢者の政治的パワーの拡大も影響していると考えられる。老人は自分でも投票し、誰もが老年になるため自分の老後を心配する中壮年層も老人福祉のために投票し、扶養・介護を肩代わりしてもらいたい老人の家族も投票する。これに対し子どもは自分で投票できず、誰も子どもに戻ることはないため中壮年層も投票してくれず、結局子育て中の親しか利害集団はいない。民主主義社会における決定は利害集団のパワーに影響され、そのパワーは集団の規模・富・動員力による。そのため人口高齢化が進むほど、老人の政治的発言力はますます強くなり、子どもは弱くなる(Preston 1984)。全国消費実態調査を用い国民移転計算分析(Ogawa et al. 2011; 2012)によると、1994年頃から60代で私的移転の出フローが現れ、2004年には70代前半まで拡大した。これは前期高齢者が、子や孫を経済的に支援していることを意味する。不況によって現役世代の生活は苦しくなったが年金は増え続けたため、成人子より老親の方が経済的余裕がある家族が増えたことが示唆されている。

手厚い社会保障制度に保護された日本の高齢者と対照的に、韓国の高齢者の状況は上述のように深刻である。朴槿恵大統領は「増税なき福祉」を公約に掲げ、非課税・減免対象の調整、地下経済の陽性化、および歳出構造の調整で高齢者福祉政策を含む事業費135兆ウォンを捻出するとした。しかし大幅な税収不足が続き、国会予算政策処の長期財政見通し報告書は(2015年1月)は統合財政収支が2021年に赤字に転換し、2033年には破綻の恐れがあると警告した。2015年2月には朴政権の「増税なき福祉」政策の続行は不可能との評価が定着し、与党セヌリ党は福祉削減を、新政治民主連合等の野党は法人税引き上げを主張した。しかし朴大統領は既定路線に固執し、与野双方から批判を買った。朴大統領、与党、野党の三者とも普遍的な増税という選択肢は念頭になく、韓国が北西欧型の社会民主主義に移行する可能性はみられない。大幅な増税がない限り、福祉は委縮した社会民主主義(大西 2014)という均衡点にとどまりつづけるだろう。

台湾で高齢者の福祉が韓国ほど悪化していないのは、子との同居割合の高さと儒教的価値の保存によって家族支援が手厚いことが主な要因と考えられる。極端に低い出生率への懸念はあるものの、当面の問題として高齢者の福祉はさほど切迫した問題になっていないようである。台湾の場合、選挙戦では中国との両江関係が圧倒的な比重を占め、社会保障政策はかすんでしまいがちである。2014年には中国とのサービス貿易協定をめぐって馬英九政権は大きく支持率を下げ、統一地方選挙でも大敗を喫した。2016年の総統選挙まで現政権のレームダック化は続くと考えられ、増税を伴う社会保障制度や低出産対策の大幅な強化は起こり得ないと思われる。

中国は共産党独裁政権で、民主国家より政治的決断が容易に思われるが、必ずしもそうではない。出生率が置換水準未満まで低下する中で、一人っ子政策緩和の必要性は1990

年代から指摘されていた。しかし 2000 年の人口白書『中国 21 世紀の人口と発展』で一人っ子政策の必要性を強調されたのに続き、潘貴玉・張維慶・李斌・趙白鴿ら歴代の国家人口与計画生育委員会幹部が繰り返し一人っ子政策堅持の方針を発表した。また一人っ子政策によって「世界人口の 70 億人到達を 5 年遅らせた」「4 億人の人口抑制効果があった」といった成果も強調された。2013 年に「単独二孩（夫婦の一方が一人っ子なら第二子を認める）」が容認されるまでには、相当のイデオロギー闘争があったとみられる。出生抑制策を一部緩和するだけでこれだけの抵抗があるのをみると、実際に中国人口が減少を開始しても出生促進策に転換できるかは疑わしい。

中国の「未富先老」問題は、韓国・台湾より経済発展が低い段階で、韓国・台湾とほぼ同じタイミングで人口高齢化が進行することによる。当然年金・医療・介護といった社会保障制度の発展も韓国・台湾より遅れており、文化大革命と改革開放後の拝金主義によって儒教的価値観は台湾ほどよく保存されていないことから、今後は高齢者福祉の深刻な悪化が懸念される。中国政府は新型農村社会養老保険と城鎮居民社会養老保険の統合や新型都市化政策といった政策対応に加え、家族支援を強化してセーフティ・ネット整備の遅れを補おうとする意図も見せている。子の老親宅訪問を義務化した改正老年人權益保障法（2013 年）は、そのひとつの現れである。

・ 結語

日本は長らく東アジア唯一の先進国だったが、1970 年代に韓国・台湾・香港・シンガポールでめざましい経済発展が起こり、その流れは中国に受け継がれた。しかしながら東アジアの出生力低下は急激で、特に韓国・台湾は世界最低水準の出生率を示すに至り、今後は急激な人口減少と高齢化が予想される。既に世界で最も老いた国となった日本を含め、東アジアは欧米先進国に比べて「未富先老」現象が著しいと言える。こうした人口要因が東アジアの経済発展を阻害するなら、それはかつて従属理論が主張したような国家間の経済格差を固定化するメカニズムとして作用することになる。

19 世紀の帝国主義を通じて確立したヨーロッパ文明とその子孫（英語圏先進国）が支配する世界秩序に、最初に挑戦したのは日本だった。日本は枢軸国の一員として戦ったが、敗戦によって民主主義に転じた。アジア NIEs 諸国も開発独裁下で経済発展を実現したが、1980 年代末にはシンガポールを除いてリベラルな民主主義に移行した。現在は中国が共産党独裁下で経済発展の最中であり、リベラルな民主主義こそが政治の最終形態であるというテーゼ（Fukuyama 1992）への挑戦者とみなせる。果たして中国の発展が人口要因によって阻害されフクヤマの正しさが証明されるのか、それとも米国を押しつけて唯一の超大国となり独裁政治の優越性を示すのかは、世界史的視野からも重要な意味を持つ。

文献

- Becker, Gary S. (1991) *A Treatise on the Family*, Enlarged Edition, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.
- Chu, C. Y. Cyrus and Ruoh-Rong Yu (2010) *Understanding Chinese Families - A*

Comparative Study of Taiwan & Southeast China, Oxford University Press.

- Cumings, Bruce (1997a) *Korea's Place in the Sun: A Modern History*. (ブルース・カミングス, 横田安司・小林知子訳 『現代朝鮮の歴史 世界のなかの朝鮮』明石書店, 2003)
- Cumings, Bruce (1997b) "Japanese Colonialism in Korea: A Comparative Perspective," Asia Pacific Research Center, Stanford University.
http://aparc.stanford.edu/publications/japanese_colonialism_in_korea_a_comparative_perspective/
- Easterlin, R. A. (1978) "What Will 1984 Be Like? Socioeconomic Implications of Recent Twists in Age Structure," *Demography*, Vol. 15, No. 4, pp. 397-421.
- Eisenstadt, S. N. (1996) *Japanese Civilization: A Comparative View* (S・N・アイゼンシュタット, 梅津順一・柏岡富英訳 『日本 比較文明論的考察』岩波書店, 2004)
- Fukuyama, Francis (1992) *The End of History and the Last Man* (フランシス・フクヤマ, 渡部昇一訳 『歴史の終わり』三笠書房, 1992)
- Fukuyama, Francis (1995) *Trust: The Social Virtues and the Creation of Prosperity* (フランシス・フクヤマ, 加藤寛訳 『「信」無くば立たず』三笠書房, 1996)
- Goldstein, Joshua R., Tomas Sobotka and Aiva Jasilioniene (2009) "The End of 'Lowest-Low' Fertility?" *Population and Development Review*, Vol. 35, No. 4, pp. 663-699.
- Griffis, William Elliot. 1876. *The Mikado's Empire* (グリフィス, 山下英一訳 『明治日本体験記』平凡社東洋文庫, 1984.)
- Huntington, Samuel P. (1996) *The Clash of Civilizations and the Remaking of World Order*, (サミュエル・ハンチントン, 鈴木主税訳 『文明の衝突』集英社, 1998)
- 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*, Vol. 28, pp. 641-681.
- 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, pp. 115-151.
- Martin, L. G. and S. Culter (1983) "Mortality Decline and Japanese Family Structure," *Population and Development Review*, Vol. 9, No. 4, pp. 633-649.
- McDonald, P. (2000) "Gender equity in theories of fertility transition," *Population and Development Review* Vol. 26, No. 3, pp. 427-440.
- McDonald, Peter (2009) "Explanations of Low Fertility in East Asia - A Comparative Perspective," in Jones, Gavin, P. T. Straughan and Angelique Chan (eds.), *Ultra-low Fertility in Pacific Asia*, Routledge, London, 2009, pp. 23-39.
- Mosk, Carl (1995) "Household Structure and Labor Markets in Postwar Japan," *Journal of Family History*, Vol.20, No.1, pp. 103-125.
- Murphey, Rhoads. 2009. *East Asia: A New History, Fifth Edition*. Longman.
- Ogawa, Naohiro, Rikiya Matsukura and Amonthep Chawla (2011) "The Elderly as Latent Assets in Aging Japan," in Ronald Lee and Andrew Mason (eds.) *Population Aging and the Generational Economy*, Edward Elgar, Cheltenham, UK, pp. 475-487.

- Ogawa, Naohiro, Sang-Hyop Lee, Rikiya Matsukura, An-Chi Tung, and Mun Sim Lai (2012) "Population Aging, Economic Growth, and Intergenerational Transfers in Japan: How Dire Are the Prospects?" in Park, Donghyun, Sang-Hyop Lee and Andrew Mason (eds.), *Aging, Economic Growth, and Old-Age Security in Asia*, Cheltenham: Edward Elgar, pp. 231-276
- Perry, Matthew Calbraith (1856) *Narrative of the Expedition of an American Squadron to the China Seas and Japan*(土屋喬夫・玉城肇訳『ペルリ提督日本遠征記』岩波文庫, 1948.)
- Preston, Samuel H. (1984) "Children and the Elderly: Divergent Paths for America's Dependents," *Demography* Vol. 21, No. 4, pp. 435-457.
- Reher, David Sven (1998) "Family Ties in Western Europe: Persistent Contrasts," *Population and Development Review*, Vol. 24, No. 2, pp. 203-234.
- Rindfuss, Ronald R., Minja Kim Choe, Larry L. Bumpass and Yong-Chan Byun (2004) "Intergenerational Relations," in Noriko O. Tsuya and Larry L. Bumpass (eds.) *Marriage, Work and Family Life in Comparative Perspective: Japan, South Korea and the United States*, University of Hawaii Press, pp. 54-75.
- Screech, Timon. 2005. *Japan Entolled and Deciried - Carl Peter Thunberg and the Shogun's Realm, 1775-1796*. London: Routledge.
- Suzuki, Toru (2014) *Low Fertility and Population Aging in Japan and Eastern Asia*, Tokyo: Springer.
- World Economy Forum (2013) *The Global Gender Gap Report 2013*.
- United Nations Development Programme (2013) *Human Development Report 2013*.
- United Nations Population Division (2013) *World Population Prospects: The 2012 Revision*.
- van de Kaa, Dirk (1987) "Europe's Second Demographic Transition," *Population Bulletin*, Vol. 42, No. 1.
- Vogel, Ezra F. (1991) *The Four Little Dragons*(エズラ・F・ヴォーゲル, 渡辺利夫訳『アジア四小龍 - いかにして今日を築いたか』中公新書, 1993)
- 尹豪 (2013)「中国の人口高齢化と高齢者の年金制度」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 平成 24 年度総括研究報告書』pp. 31-41.
- 于洋 (2014)「「適度」と「普惠」の視点からみる中国皆年金体制のゆくえ」『海外社会保障研究』No. 189, pp. 4-16.
- 梅棹忠夫 (1957)『文明の生態史観ほか』中公クラシックス, 2002.
- 殷棋洙, 本町千景訳 (2009)「朝鮮後期の多様な家の継承方式 - 義城金氏を事例に - 」落合恵美子・小島宏・八木透編『歴史人口学と比較家族史』早稲田大学出版部, pp. 167-202.
- 大西裕 (2014)『先進国・韓国の憂鬱 - 少子高齢化、経済格差、グローバル化』中公新書.
- 加地伸行 (1997)『現代中国学 - 阿Q は死んだか』中公新書.
- 川島武宜 (1957)『イデオロギーとしての家族制度』岩波書店.
- 官文娜 (2009)「婚姻・養子形態に見る日中親族血縁構造の歴史的考察」落合恵美子・小島宏・八木透編『歴史人口学と比較家族史』早稲田大学出版部, pp. 130-166.

- 金成垣 (2011) 「韓国における年金制度と女性 - 後発国の文脈から」 『海外社会保障研究』 No. 175, pp. 70-82
- 金洛年 (2004) 「植民地期台湾と朝鮮の工業化」 堀和生・中村哲編著 『日本資本主義と朝鮮・台湾 - 帝国主義下の経済変動』 京都大学学術出版会, pp. 3-28.
- 金領祐 (2001) 「韓国における公的年金制度の動向」 『海外社会保障研究』 No.137, pp. 86-94.
- 桑原隲蔵 (1927) 『中国の孝道』 宮崎一定校訂, 講談社学術文庫, 1977.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2013b) 『日本の世帯数の将来推計 (全国推計) [2013(平成25)年1月推計]』 人口問題研究資料第329号.
- 施利平 (2008) 「戦後日本の親子・親族関係の持続と変化」 『家族社会学研究』 第20巻第2号, pp. 20-33.
- 田淵六郎・中里英樹 (2004) 「老親と成人子との居住関係 - 同居・隣居・近居・遠居をめぐって - 」 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. 121-148.
- 陳小紅 (2009) 「台湾社会政策の発展 - 示唆と展望 - 」 埋橋孝文・木村清美・戸谷裕之編 『東アジアの社会保障 - 日本・韓国・台湾の現状と課題』 ナカニシヤ出版, pp. 138-163.
- エマニュエル・トッド, 石崎晴己編 (2001) 『世界像革命』 藤原書店.
- 西岡八郎 (2000) 「日本における成人子と親との関係 成人子と老親の居住関係を中心に」 『人口問題研究』 第56巻第3号, pp. 34-55
- 平井昌子 (2008) 『日本の家族とライフコース』 ミネルヴァ書房 .

(2001) 「 : ' ' 」 『가』 13-1, pp. 1-29.

(2002) 「 가 ' ? 」 『 』 4 , pp. 11-35.

(2011) 『 : 2010 ~2060 』

- 國家發展委員會人力發展處 (2014) 『老年經濟安全制度專刊』
- 行政院經濟建設委員會 (2010) 『2010 年至 2060 年 臺灣人口推計』
- 行政院主計總處 (2013) 「我國 HDI、GII 分別排名全球第 23 位及第 2 位」 『國情統計通報』 第 105 號.

分担研究報告

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マルチレベル2項ロジット分析の手法を適用して4カ国における健康状態・老後不安に対する政策関連変数の影響について比較研究を行った。

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・データ収集とともに、日本、韓国、台湾、中国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た。

(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、健康状態、出生意識・行動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・意識の政策関連要因、特に社会保障関連要因と環境関連要因のマルチレベル2項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地域レベルの政策関連変数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、必ずしも東アジアにおいては比較可能な地域レベルの政策関連変数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、本年度は健康状態・老後不安の関連要因、特に政策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。

(1) クロス集計結果

6種類の従属変数の頻度を男女年齢10歳階級別に示したものをみると、大ざっぱに言って、日本は健康状態が悪い方で最高の値を示す傾向がある。例えば、「1) 主観的不健康」や「3) 慢性病あり」については日本の男女が最高の値を示している。しかし、年齢10歳階級別にみていくと必ずしもそうとは言えない場合もあるので、各従属変数について個別にみていくことにする。

「1) 主観的不健康」は日本では男性29.0%、女性29.1%と男女差がないが、韓国では男性19.7%、女性28.2%、台湾では男性25.7%、女性29.4%、中国では男性16.1%、女性21.0%と男女差が比較的大きい。その結果、女性での水準は中国以外の3カ国で比較的近くなっている。日本、韓国、中国では男女いずれにおいても年齢が高くなるにつれて不健康の度合いが高まる傾向があるが、台湾では男女とも40代で一旦、低下する。

「2) 痛みによる支障なし」は日本では男性57.5%、女性52.4%と男女差が小さいが、

韓国では男性52.47%、女性33.5%、台湾では男性39.4%、女性32.9%、中国では男性54.8%、女性43.1%と男女差が比較的大きい。しかし、男性の水準は台湾以外の3カ国で比較的近い。日本、韓国、中国では男女いずれにおいても年齢が高くなるにつれて支障なしの割合が低まる傾向があるが、台湾では男女とも不規則的な変動が見られる。

「3) 慢性病あり」は前述のとおり、日本では男性47.9%、女性43.5%と特に高い水準を示している上、男性の方が高いが、韓国では男性27.6%、女性34.3%と女性の方が高く、台湾では男性33.4%、女性32.1%とあまり男女差がないものの、中国では男性31.5%、女性37.2%と韓国と同様に女性の方が高くなっている。4カ国の男女いずれにおいても年齢が高くなるにつれて慢性病ありの割合が高まる傾向があるが、日本以外の3カ国では高まる速度が日本よりも急激で、高齢女性では日本の水準より高くなっている。

「4) 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。

「5) 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。

「6) 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みられる。

(2) マルチレベル 2 項ロジット分析結果

日本、韓国、台湾、中国の男女における政策関連変数の健康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、個人レベルの政策関連変数と地域レベルの政策関連変数との交差項を独立変数とする比較可能なモデルによるマルチレベル 2 項ロジット分析の結果を示す。交差項については個別に導入した。また、4 力国で頻度が比較的高い「1) 主観的不健康」「2) 痛みによる支障なし」「3) 慢性病あり」の 3 項目を従属変数とする分析結果を項目別に示すことにし、老後不安に関する「4) 老後身体能力懸念」「5) 老後決断能力懸念」「6) 老後財政能力懸念」の 3 項目を従属変数とする分析結果を示すことにする。

1) 「主観的不健康」に関する分析結果

日本、韓国、台湾、中国の男女の「主観的不健康」に関するマルチレベル 2 項ロジット分析をおこなって、その結果を各国の男女別に示した。日本に関する結果によれば、日本の男性において健康保険が公的なもののみである場合、医療抑制経験がある場合、騒音被害が深刻である場合、不健康である可能性が高いことが示されているし、地域レベルの変数との交差項を導入したモデルでもほぼ同じ影響が示されている。健康保険が公的なものみの効果については公的健康保険のみでは予防・初期治療が十分にカバーされないため、健康状態が悪いという方向の因果関係も考えられるが、健康状態が悪いため、民間の健康保険に加入できないという逆方向の因果関係も考えられる。しかし、不健康であると医療を抑制するという方向の因果関係は考えにくいいため、医療抑制経験があるような回答者の場合、十分な初期治療が受けられず、不健康になるという方向の因果関係は妥当であろう。

他方、騒音被害が深刻な場合に健康状態が悪いというのは妥当な感じがするものの、3 種類の環境被害のうちでなぜ騒音だけが直接的な効果をもつのがわからない。しかし、大気汚染の交差項の正の効果は大気汚染が深刻だと考える回答者が多い地域で大気汚染が深刻だと考えている回答者は不健康である可能性が高いことを示し、地域レベルの深刻な大気汚染と個人レベルの深刻な大気汚染が重なった場合に不健康であることを示唆しており、これも妥当な結果と言えよう。

日本の女性における「主観的不健康」の場合も、日本の男性の場合と同様、医療抑制経験がある場合と騒音被害が深刻である場合、不健康である可能性が高いことが示されている。しかし、健康保険が公的な

もののみであることの効果や交差項の効果はみられない。

韓国に関するマルチレベル2項ロジット分析の結果によれば、韓国の男性における「主観的不健康」の場合も日本の男女の場合と同様、医療抑制経験がある場合と騒音被害が深刻である場合、不健康である可能性が高いことが示されており、妥当な結果であると思われる。また、韓国の男性の場合も日本の男性の場合と同様、大気汚染の交差項が正の効果をもっているが、有意にはなっていない。また、交差項は有意にはなっていないが、健康保険が公的なものみの回答者の場合、不健康である可能性が高い。これは健康保険が公的なものみである回答者が多くない地域でそのような効果がみられることを示しており、健康保険について相対的に恵まれない回答者が不健康であるという方向の因果関係を示しているように思われるが、不健康なために健康保険について相対的に恵まれないという逆方向の因果関係を示している可能性も考えられる。

韓国の女性における「主観的不健康」の場合も、日本の男女と韓国の男性の場合と同様、医療抑制経験がある場合、不健康である可能性が高いことが示されている。しかし、それらの場合とは異なり、騒音被害が深刻である場合の効果がみられない。また、大気汚染の深刻さの交差項の負の効果は大気汚染が深刻だと考える回答者が多い地域で大気汚染が深刻だと考えている回答者は不健康でない可能性が高いことを示すし、地域レベルの大気汚染の深刻さの正の効果は大気汚染が深刻だと考える回答者が多い地域で大気汚染が深刻でないと考えている回答者は不健康である可能性が高いことを示し、直感に反する上、逆方向の因果関係も考えにくいいため、健康で大気汚染が深刻だと考える者の

転出でも考えない限り、解釈が難しい。

台湾に関するマルチレベル2項ロジット分析の結果によれば、台湾の男性における「主観的不健康」の場合も日韓の男女の場合と同様、医療抑制経験がある場合、不健康である可能性が高いことが示されており、妥当な結果であると思われる。また、台湾の男性の場合、大気汚染が深刻だと考える回答者は不健康である可能性が高いという結果も妥当であろう。

他方、台湾の女性の場合、政策関連変数は個人レベルでも地域レベルでも有意な効果をまったくもたず、人口学的変数、社会経済的変数の中でも主観的な上位階層帰属のみが正の効果をもっている。

中国に関するマルチレベル2項ロジット分析の結果によれば、中国の男性における「主観的不健康」の場合も日韓の男女と台湾の男性の場合と同様、医療抑制経験がある場合、不健康である可能性が高いことが示されており、妥当な結果であると思われる。また、地域レベルの水質汚染の深刻さの負の効果は大気汚染が深刻だと考える回答者が多い地域で水質汚染が深刻でないと考えている回答者は不健康でない可能性が高いことを示し、妥当な結果であると言えよう。

中国の女性における「主観的不健康」の場合も日韓の男女と台湾・中国男性の場合と同様、医療抑制経験がある場合、不健康である可能性が高いことが示されており、妥当な結果であると思われる。また、中国の女性の場合も日本の男女、韓国の男性の場合と同様、騒音被害が深刻である場合、不健康である可能性が高いことが示されており、やはり妥当な結果であろう。さらに、地域レベルの大気汚染の深刻さの負の効果は大気汚染が深刻だと考える回答者が多い地域で大気汚染が深刻でないと考えている回答者は不健康でない可能性が

高いということを示し、妥当な結果であると言えよう。

2) 「痛みによる支障なし」に関する分析結果

日本、韓国、台湾、中国の男女の「痛みによる支障なし」に関するマルチレベル2項ロジット分析を行った。その結果によれば、日本の男女に関する結果を示すが、従属変数が健康な状態を示すことから、男女における個人レベルの医療保険抑制経験については「主観的不健康」の場合と逆方向の負の効果がみられるし、男性における騒音被害についても逆方向の負の効果がみられ、妥当な結果であるように思われる。しかし、「主観的不健康」についてみられたような男性における健康保険が公的なもののみであることによる効果はみられないし、交差項の効果もみられない。他方、地域レベルと個人レベルの医療抑制経験の交差項の負の効果は、女性で医療抑制経験がある回答者が多い地域にいる医療抑制経験がある回答者が痛みによる支障がない可能性が低いことを示しており、妥当な結果であろう。

韓国に関するマルチレベル2項ロジット分析の結果によれば、韓国の男性における「痛みによる支障なし」に関する結果は日本の男性の場合と同様、個人レベルの医療保険抑制経験と騒音被害の負の効果を示しているし、韓国の女性の場合も日本の女性の場合と同様、医療保険抑制経験の負の効果を示している。しかし、韓国女性の場合は日本の女性とも韓国の男性とも異なり、大気汚染の負の効果がみられるが、これは大気汚染が深刻だと考える回答者は痛みによる支障がない可能性が低いことを示して降り、妥当な結果であると言えよう。また、日本の女性の場合と同様、第9列の地域レベルと個人レベルの医療抑制経験の交差項の負の効果は、女性で医療

抑制経験がある回答者が多い地域にいる医療抑制経験がある回答者が痛みによる支障がない可能性が低いことを示しているだけでなく、地域レベルの医療抑制経験がある回答者が多いことの正の効果は、女性で医療抑制経験がある回答者が多い地域にいる医療抑制経験がない回答者が痛みによる支障がない可能性が高いことを示しており、やはり妥当な結果であると言えよう。

台湾に関するマルチレベル2項ロジット分析の結果によれば、台湾の男女における「痛みによる支障なし」に関する結果では台湾の女性における「主観的不健康」に関する結果と同様、個人レベルの変数の有意な効果がまったくみられない。しかし、地域レベルの変数ないし交差項については若干の効果がみられる。台湾の男性の場合、地域レベルと個人レベルの大気汚染の交差項の負の効果は、大気汚染が深刻であると考える回答者が多い地域にいる大気汚染が深刻であると考えている回答者は痛みによる支障がない可能性が低いということを示し、妥当であると思われる。また、台湾の女性の場合、地域レベルの水質汚染の正の効果は水質汚染が深刻であると考える回答者が多い地域にいる水質汚染が深刻でないとする回答者は痛みによる支障がないと考える可能性が高いということを示し、やはり妥当な結果であると言えよう。

中国に関するマルチレベル2項ロジット分析の結果によれば、中国の男女における「痛みによる支障なし」に関する結果は日本・台湾の男女の場合と同様、個人レベルの医療保険抑制経験の負の効果を示しており、妥当であると言えよう。しかし、地域レベルの変数や交差項の有意な効果はまったくみられない。

3) 「慢性病あり」に関する分析結果

日本、韓国、台湾、中国の男女の「慢性病あり」に関するマルチレベル2項ロジット分析を行った。日本の男女に関する結果によれば、従属変数が不健康な状態を示すことから、男女における個人レベルの医療保険抑制経験については「主観的不健康」の場合と同方向の正の効果がみられるし、男性における健康保険が公的なもののみであることの正の効果も騒音被害が深刻であることの負の効果も同方向であり、妥当な結果であるように思われる。しかし、日本の男性においてはこれまでみられなかったような水質汚染が深刻であることの負の効果がみられ、水質汚染が深刻であると考えられる回答者は慢性病をもつ可能性が低いという直観に反するような結果が示されている。慢性病をもつ回答者には水質汚染が深刻な地域から転出する傾向があるという可能性がなければ、慢性病をもつ回答者には水質汚染が深刻でないと考えられる傾向があるという逆方向の因果関係も考えにくいと、解釈が難しい。水質汚染の深刻さは騒音被害の深刻さや大気汚染の深刻さとの交互作用がある可能性も考えられる。日本の女性では医療抑制経験がある回答者が多い地域、大気汚染が深刻であると考えられる回答者が多い地域、騒音被害が深刻であると考えられる回答者が多いといった地域レベルの変数の正の効果がみられるが、これらが示すのはそのような回答者が多い地域にいる少数派の効果であるので、これも転出の可能性を考えなければ、直観に反する結果であるように思われる。

韓国に関するマルチレベル2項ロジット分析の結果によれば、韓国の男性における「慢性病あり」に関する結果は日本の男性の場合と同様、個人レベルの健康保険が公的なもののみであることの正の効果を示しているし、韓国の女性の場合も日本の

女性の場合と同様、医療保険抑制経験の正の効果を示している。韓国の男性においては医療抑制経験がある回答者が多い地域にいる医療抑制経験者で慢性病がない可能性が高いことを示しており、直観に反する結果となっているが、そのような地域で慢性病をもつ者の転出が多いことによる逆方向の因果関係も考えられる。

台湾に関するマルチレベル2項ロジット分析の結果によれば、台湾の男性における「慢性病あり」に関する結果は医療保険抑制経験の負の効果を示しており、直観に反するものであるが、慢性病をもつ者の転出が多いことによる逆方向の因果関係も考えられる。台湾の女性では「主観的不健康」の場合と同様、有意な政策関連変数がみられない。

中国に関するマルチレベル2項ロジット分析の結果によれば、中国の男女における「慢性病あり」に関する結果は日本の男女と韓国の女性の場合と同様、また、中国男女における「主観的不健康」の場合と同様、医療保険抑制経験の正の効果を示している。また、中国の男性における地域レベルと個人レベルの医療抑制経験の交差項の正の効果と地域レベルの医療抑制経験の負の効果は医療抑制経験がある回答者が多い地域における医療抑制経験者で慢性病がある可能性が高く、そのような地域における医療抑制経験者以外で慢性病がある可能性が低いことを示しており、妥当な結果であると言えよう。

4) 老後不安に関する分析結果

日本・韓国、台湾・中国の男女の「老後身体能力懸念」「老後決断能力懸念」「老後財政能力懸念」に関するマルチレベル2項ロジット分析を行った。老後不安については社会保障政策関連変数の影響しか分析しないため、個人レベルの変数のみのモデルに加えて、健康保険に関する地域レベ

ル変数との交差項を投入したモデル、医療抑制経験に関する地域レベル変数との交差項を投入したモデルによる分析を行った。

「老後身体能力懸念」に関するマルチレベル2項ロジット分析の結果によれば、「老後身体能力懸念」に対して医療抑制経験は4か国の男女いずれにおいても正の効果をもつが、健康保険が公的なもののみであることは日本女性の健康保険交差項モデルと中国男性の健康保険交差項モデル以外で正の効果をもつ。いずれも不利な立場にある回答者が懸念をもつ傾向があることを示し、妥当な結果であるように思われる。しかし、日本女性においても中国男性においても地域レベルの変数も交差項も有意な効果をもたない。ただし、台湾男性では健康保険が公的なもののみであることに関する交差項が正の効果をもち、健康保険が公的なもののみである回答者が多い地域が負の効果をもつ。このことは、そのような地域にいる健康保険が公的なもののみである回答者の場合に懸念をもつ傾向があるが、そのような地域にいる健康保険が公的なもののみでない回答者が懸念をもたない傾向があるということを示すので、やはり妥当な結果だと言えよう。

「老後決断能力懸念」に関するマルチレベル2項ロジット分析の結果によれば、「老後身体能力懸念」の場合と同様、「老後決断能力懸念」に対して医療抑制経験は4か国の男女いずれにおいても正の効果をもつだけでなく、日本の男女と中国の男性において健康保険が公的なもののみであることが正の効果をもつ。日本の男女では健康保険が公的なもののみであると「老後身体能力懸念」より「老後決断能力懸念」の方が強くなることを示すが、これは日本の男女で前者の懸念より後者の懸念をも

つものが少ないことにより不利な立場の影響が強く出ている可能性があるとも思われる。交差項として有意なのは中国の女性で医療抑制経験がある回答者が多い地域にいる医療抑制経験がある回答者で「老後決断能力懸念」をもつ可能性が低くなるという効果だけであるが、直観に反する結果である。医療抑制経験がある回答者が多くない地域にいる医療抑制経験がある回答者の方が懸念を持つ可能性が高いということは地域の中で相対的に不利な立場にある者の方が「老後決断能力懸念」をもちやすいということなのであろうか。

「老後財政能力懸念」に関するマルチレベル2項ロジット分析の結果によれば、「老後身体能力懸念」や「老後決断能力懸念」の場合とは異なり、「老後財政能力懸念」に対して医療抑制経験は4か国の男女すべてにおいて正の効果をもつわけではなく、台湾の男女と中国の男性では有意な効果をもたない。また、韓国の女性のみにおいてしか健康保険が公的なもののみであることが正の効果をもたない。

交差項や地域レベルの変数については「老後決断能力懸念」の場合と同様、中国の女性において医療抑制経験がある回答者が多い地域にいる医療抑制経験がある回答者で「老後財政能力懸念」をもつ可能性が低くなるという直観に反する効果がみられる一方、台湾の男性において医療抑制経験がある回答者が多い地域にいる医療抑制経験がある回答者で「老後財政能力懸念」をもつ可能性が高くなるという直観に合った効果がみられる。また、台湾の男性においては健康保険が公的なもののみである回答者が多い地域にいる健康保険が公的なもののみでない回答者が「老後財政能力懸念」をもつ可能性が低くなるという直観に反する効果がみられる一方、韓国の男性においては健康保険が公的なもの

のみである回答者が多い地域にいる健康保険が公的なもののみでない回答者が「老後財政能力懸念」をもつ可能性が高くなるという直観に合った効果がみられる。

E . 結論

本稿では 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カ国における健康状態・老後不安に対する個人レベル・地域レベルの政策関連変数の影響の比較分析を行った。まず、東アジア4カ国における各種の健康状態・老後不安に関する年齢階級別差異のクロス集計の結果を比較検討した後、健康状態・老後不安に関するカテゴリ変数を従属変数として、それらに対する政策関連要因の影響についての予備的なマルチレベル2項ロジット分析の結果を比較検討した。その際、個人レベルの変数とそれに基づく地域レベルの変数の交差項を投入した。

クロス集計の結果から日本では他の3カ国よりも高齢化していることもあり、健康状態が悪いことを示すような指標が多いが、他の3カ国ほど急激に年齢とともに悪化しない傾向があることが示された。日本では女性よりも男性の方が健康状態が悪いことを示すような指標が多いが、他の3カ国ではむしろ女性の方が健康状態が悪いことを示すような指標が多い。他方、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不安は、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受けられる。

比較可能なモデルによる分析では4カ

国のいずれにおいても個人レベルの社会保障関連変数と環境関連変数の健康状態に対する影響と社会保障関連変数の老後不安に対する影響が見いだされたが、台湾では影響がみられない場合もあった。医療抑制経験がある場合に健康状態が悪い傾向は4カ国でみられたが、健康保険が公的なものみの場合に健康状態が悪い傾向は日本・韓国・台湾の男性に限定的にしか見られなかった。他方、環境関連変数のうちでは騒音被害が深刻であると考えられる場合に健康状態が悪い傾向が日本の男女、韓国の男性、中国の女性でみられたが、大気汚染が深刻であると考えられる場合に健康状態が悪い傾向は韓国の女性と台湾の男性でしかみられなかった。しかし、日本の男性では水質汚染が深刻であると考えられる場合に慢性病がない傾向が見られたが、健康状態の悪い者による水質汚染が深刻である地域からの転出という逆方向の因果関係の可能性も考えられる。

地域レベルの変数やそれと個人レベルの変数の交差項の影響は限定的にしか見いだされなかった。医療抑制経験がある回答者が多い地域にいる医療抑制経験がある回答者が、日韓の女性では痛みによる支障がある傾向と中国の男性では慢性病をもつ傾向があつたり、大気汚染が深刻であると考えられる回答者が多い地域にいる大気汚染が深刻であると考えられる回答者が日本の男性では主観的不健康である傾向と台湾の男性では痛みによる支障がある傾向があつたりすることは予想通りの方向の影響であるが、韓国の男性において医療抑制経験がある回答者が多い地域にいる医療抑制経験がある回答者が慢性病をもたない傾向、韓国の女性において大気汚染が深刻であると考えられる回答者が多い地域にいる大気汚染が深刻であると考えられる回答者が主観的不健康でない傾向、中国の男性

において大気汚染が深刻であると考えられる回答者が多い地域にいる大気汚染が深刻であると考えられる回答者が慢性病をもたない傾向のように逆方向の影響をもつ場合もあった。地域レベルの変数は交差項と逆方向の影響をもっている場合もあるが、単独で不健康をもたらす場合もある。

「老後身体能力懸念」「老後決断能力懸念」については4カ国の男女において医療抑制経験が正の効果をもつが、「老後財政能力懸念」については台湾の男女と中国の男性では有意な効果をもたない。健康保険が公的なもののみであることは日本の男女、韓国の女性、中国の男性で限定的に正の効果をもつにすぎない。地域レベルの変数やそれと個人レベルの変数の交差項の影響は限定的にしか見いだされず、予想と逆の方向のものもあった。

以上における4カ国比較分析の結果、個人レベルの政策関連変数の効果の方向が男女間で共通する場合、国家間で共通する場合があることが示された。4カ国のいずれにおいても医療抑制経験が悪い健康状態や老後不安に関連していることは医療サービスや健康保険に関する政策に改善の余地があることを示す。また、中国では健康保険が公的なもののみであることの影響があまりみられず、公的健康保険のみに参加する回答者が多いことによる可能性やその負担水準が低いことによる可能性があるため、改善の余地があろう。また、日本を含め、地域レベルの変数やそれと個人レベルの変数との交差項があまり大きな効果をもっていないことも示された。個人レベル・地域レベルの社会保障関連変数や環境関連変数が必ずしも予想とおりの方向に作用しない場合があることについては、健康状態が悪いと環境が悪い地域から転出するという事等による逆方向の因果関係を反映している可能性も考えら

れる。これは横断面調査の分析であるため、やむを得ない面もある。

地域レベルの社会保障関連変数は地域間の健康関連サービスへのアクセスに関する格差を反映している可能性があるが、本稿で用いた形式のマルチレベル分析ではその影響を十分にとらえきれていない可能性がある。今後の実証研究での課題としては別の形式のマルチレベル分析も必要となろう。さらに、各種の健康状態・老後不安について別個の分析を行うのではなく、複合指標を用いた分析も必要であろう。同時に、各国について比較可能なマクロデータを収集し、健康関連サービスへのアクセス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

G．研究発表

1. 論文発表

KOJIMA, Hiroshi (2015) “ Religion and the Use of Family Policy Measures in Japan, South Korea and Singapore, ” *Waseda Studies in Social Sciences* (『早稲田社会科学総合研究』), Vol.15, No.3, pp.1-20 .

小島宏(2014)「東アジアにおける宗教と健康 EASS2010 の比較分析 」『早稲田社会科学総合研究』, 第15巻,第2号, pp.1-32.

KOJIMA, Hiroshi (2014) “ The Effects of Religion on Fertility-Related Attitudes and Behavior in Japan, South Korea and Singapore, ” *Waseda Studies in Social Sciences* (『早稲田社会科学総合研究』), Vol.15, No.1, pp.1-26 .

小島宏(王伟译)「东亚的男女同居及人口学意义」王伟主编『中日韩人口老龄化与

『老年人問題』中国社会科学出版社，
2014.5，pp. 61-102.

2. 学会発表

小島宏(2014)「東アジアにおける宗教と健康 EASS2010 の比較分析」日本人口学会第66回大会、明治大学駿河台キャンパス(2014.6.15)

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

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院

研究要旨：

本研究では、韓国の人口高齢化の対策を検討するにあたり、初年度と第二年度は韓国の高齢者対策に焦点をあて、とりわけ独居老人対策と、地方政府の独居老人や自殺予防の具体的な取り組み、女性独居老人に関する韓国国内の実態調査や論議のレビューを行った。この検討をふまえ、本年度（第3年度）は、韓国の少子化対策に焦点をあて、少子化対策の成果と限界に関する韓国国内の議論を整理し、日本への示唆を得ようとする政策志向的な検討を進めた。

日本への示唆点としては、第一に、少子化の問題を、結婚・出産・子育ての問題にとどまらず、雇用問題、住宅問題と構造的な問題としてとらえ、住宅政策も個別対策として具体化した体系化を行っている点である。第二に、少子化対策や家族政策としての移民政策分野の具現化の必要性、第三に、少子化対策に関する政策評価の体系化とその公表について指摘した。

A．研究目的

本研究では、急速な人口高齢化が進む東アジアの中でも、韓国の少子化対策の成果と限界に関する韓国国内の議論を整理し、わが国における少子化対策関連の諸施策の策定・実施・評価へ資することを目的とする。文献等の資料収集と並行して、韓国国内の少子化要因に関わるデータを整理し、わが国にとっての少子化対策体系化への示唆を得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、少子化要因に関する統計データの収集・分析からなる。

なお、韓国の人口高齢化の対策を検討するにあたり、初年度と第二年度は、韓国の高齢者対策に焦点をあて、とりわけ独居老人対策と、地方政府の独居老人や自殺予防の具体的な取り組み、女性独居老人に関する韓国国内の実態調査や論議のレビューを

行った。第3年度は、韓国の少子化対策に焦点をあて、少子化対策の成果と限界に関する韓国国内の議論を整理し、日本への示唆を得ようとする政策志向的な検討を進めた。

C．研究結果

本年度は、韓国国内の少子化対策の成果と限界に関する議論の整理を行ったが、その研究結果の概要は以下のとおりである。

（1）韓国の少子化の現状と原因

韓国の合計特殊出生率は、2014年1.21であり、前年の2013年より回復したものの、2001年以降1.3以下が続き、OECD諸国の中で最低水準である。現行の傾向が続いた場合、2016年を基点に、青少年人口が高齢人口より少なくなる「人口逆転現象」が発生する。

周知のとおり、韓国における少子化の原因は、大きく人口学的要因（未婚化・晩婚化）と社会経済学的要因の二つの側面から議論さ

れている。特に、後者としては、若年層の雇用不安定、養育・教育費の負担、仕事と家庭の両立困難から整理できる。

青年層の所得・雇用不安定な状況に加え、住宅や賃貸の価格が相対的に高いという住宅難の問題が、青年世代の結婚や出産を延期する一つの社会経済的要因と言われるようになった。ソウル青年層の住居形態調査からみると、自家所有の割合はわずか 8.6%に過ぎず、約 9 割の人は賃貸生活をしている。そのうち、全賃貸(高額の保証金を預け、毎月賃貸は支払わない形式の賃貸)は 3 割弱を占めており、ほかの 6 割は一般賃貸である。

一方、住宅難問題が青年層の負担となり、少子化の一つの主要的要因となることは、「6 無世代」という言葉からも考えられる。「6 無世代」とは、雇用、所得、住宅、愛、結婚、子ども、希望の喪失した世代という意味で使われる。これは、青年世代における少子化の社会経済的要因を集約的に表している。

(2)少子化対策の展開

韓国の少子化対策は、現在、2011～2015 年を対象とする第 2 次基本計画(セロマジプラン)の終了時期に入っている。第 1 次と第 2 次を比較すると、政策領域が保育支援中心から仕事と家庭の両立などの総合的アプローチへ変更し、政策の主要対象も低所得家庭を中心としたことから共働き家庭へと政策方向が変更された。また、推進方式として、第 1 次基本計画の際には政府主導で行ってきたが、第 2 次基本計画では社会全体での共助(汎社会的政策共助)が強調されている。具体的な第二次基本計画の中身を、(1)経済的支援策(普遍的な保育料・幼児教育費支援策、各種手当支援策、財政的優遇支援策)、(2)サービス支援策(国公立保育施設の拡充、職場保育施設の設置、新婚夫婦の住居負担の軽減)、(3)サービス支援策(家庭内保育の強化、民間育児施設サービス

の改善、需要者中心の育児支援サービスの拡大、私教育費軽減対策)、(4)柔軟な働き方支援策(親支援としての育児休業制度、柔軟な働き方の拡散)に分けて詳細に検討した。

少子化対策と財政を見ると、韓国では OECD 平均(22%)の半分以下である。同高齢化率(韓国基準 2012 年の 11.8%)の時点を基準に、福祉支出の対 GDP 比を見ると、主要先進国のレベルに近づいている。2000~2009 年の公共社会福祉支出の増加率は、年平均 14.7%であり、OECD 平均(7.2%)の 2 倍である。韓国の少子化対策予算は、2006 年の対 GDP 比 0.2%から、2013 年には対 GDP 比 1%ほどに増加している。一方で、少子化対策予算のうち、保育予算の対 GDP 比が 0.9%と、保育財政の割合が非常に高く、予算配分の優先順位やミスマッチの問題が存在する。

(3)少子化対策の評価

少子化対策の成果としては、(1)女性に集中していた出産・子育て責任における国家・社会・男性役割分担の契機を用意、(2)健康な妊娠・出産のための国家支援体系の構築、ハイリスク妊娠などに対する体系的支援の強化、(3)「仕事中心」から「仕事と家族生活の調和」への転換の契機を用意、(4)人口問題解決のための汎政府対応体系の構築、の 4 点が指摘されている。分野別の成果としては、「仕事と家庭の両立支援」「結婚・出産・子育て負担の軽減」「移民政策関連」として、諸政策の推進結果を詳細に整理した(本文・表 14~16)。

(4)これまでの少子化対策の限界

一方で、少子化対策の限界については、具体的な個別領域と関連させて、「投資増加や多様な政策の実行に対して、出生率の向上に失敗。保育などの必要条件は設けたものの、十分条件は欠如」。人口変動の社会経済的影響に対する対応の不十分。社会・経

济体質改善に消極的」と整理されている。

(5) 今後の少子化対策の課題

『第3次基本計画の重点推進課題(案)』(第4期第1次低出産・高齢社会委員会資料)によれば、第3次基本計画のポイントとしては、「選択と集中」「構造的課題への対応」「実践・定着」がキーワードとして議論されている。具体的な個別領域で見ると、1) 晩婚化の緩和、2) 共働き世帯の低い出生率への対応、3) 出産・養育に対する社会的責任強化が重点課題として挙げられている。

E . 結論

韓国の少子化対策の現状と原因の概観をふまえ、その成果と限界についての韓国国内の議論を整理してきた。日本への示唆点としては、次の点が挙げられる。

第一に、少子化の問題を、結婚・出産・子育ての問題にとどまらず、雇用問題、住宅問題と構造的な問題としてとらえ、住宅政策も個別対策として具体化した体系化を行っている点である。第二に、少子化対策としての移民政策分野の具現化である。韓国では、「外国国籍同胞の活用および優秀外国人材の誘致」「外国人雇用許可制度の早期定着」「多文化社会適応社会統合プログラムの活性化」といった分野について第二次計画の振り返りとその課題が提示されていた。日本も韓国のように、移民政策を少子化対策の軸として位置づけ、人材誘致から家族政策にわたり、その政策的課題を、「成長戦略」としてだけでなく、体系的な多文化家庭の家族政策として体系化していくことが求められる。

第三に、少子化対策に関する政策評価の体系化とその公表についてである。韓国では、厳しい政策評価がなされ、個別政策の課題が具体的に列挙された体系的な政策評価が模索されている。日本でも政権ごとに少子化対策の計画が策定されているが、従来の少子化

対策に対する体系的な政策評価については、限定的である。個別政策と出生率の因果関係は単純ではないが、日本でもこれまでの少子化対策の評価を体系化し、その成果と限界点を公表して国民的論議にすることが求められるのではないだろうか。

F . 健康危険情報

なし

G . 研究発表

1. 論文発表

相馬直子「日韓比較から考える子育て・保育政策 韓国の事例を中心に」女性労働問題研究会編『「ネオリベ」と労働破壊 (女性労働研究 58号)』青木書店、pp. 61-77、2014年。

相馬直子「韓国における幼保一元化：＜幼児教育／保育＞問題の変容」『教育と医学』第62巻第6号、pp. 80-88、2014年6月。

2. 学会発表

Naoko Soma, Junko Yamashita, “ Double Responsibilities of Care: Emerging New Social Risks of Women Providing Both Elderly Care and Childcare in Japan ” XVIII ISA World Congress of Sociology, Yokohama, Japan. (2014.7.15)

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

シンガポールにおける将来人口推計

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：

シンガポールの在住人口の将来推計を実施し、今後人口変動のパターンと要因を探った。このため、1957～2013年の人口動態の分析を通じ、過去の趨勢を反映した場合の将来の出生率、死亡率と純移動率を独自に設定した。また、人口動態率を個別に変化させた場合のシミュレーション分析を実施した。

分析結果から、人口動態率に関する仮定のなかで、将来の移動率が人口変動に及ぼす影響が出生率や死亡率に比べ大きいことがわかった。また、過去の趨勢にしたがってコーホート出生率が低下し続ける場合、シンガポールの人口の高齢化や人口減少速度は、シンガポール政府統計局の推計結果よりさらに深刻になる可能性が指摘された。

A．研究目的

人口の将来推計は、シンガポールの人口政策、移民政策、家族政策、住宅政策、労働・雇用政策、国土政策、税制や社会保障といった幅広い政策立案の基礎として用いられており、政策立案に欠くことのできないものである。しかしながら、シンガポール政府機関が実施した将来推計のうち、広く利用可能な推計結果は限られており、推計の仮定値や手法についての説明も限定されているため、将来の人口変動の要因を探ることは困難である。

本稿では出生と死亡に関し過去の趨勢にしたがって今後も変化する場合の独自の推計を行うとともに、出生率、死亡率、移動率のそれぞれの人口動態率を個別に変化させた場合に将来の人口がどのように変化するのかに関するシミュレーション分析を実施し、これらの推計結果を比較することでシンガポールにおける今後

の人口変動のパターンと要因を検討す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、将来推計を実施するための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人口変動のパターンと要因の分析からなる。

なお、2014年度は3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。
2014 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

本研究では、1957 年から 2013 年のシンガポールにおける男女年齢別静態人口及び 1953 年から 2013 年の人口動態統計による出生及び死亡に関するデータを用いて、母の年齢別出生率と出生性比、男女年齢別死亡率、男女年齢別純移動率の推移を分析し、それぞれの変動パターンをモデル化した上で、将来予測を行って、出生率及び出生性比、死亡率、純移動率に関する仮定値を独自に設定した。そして、シンガポール政府が 2015 年時点で公表している将来推計（以下、公式推計）では、将来の純移動率ではなく、転入超過数の規模が仮定されているため、公式推計と整合的で比較可能な推計結果を得られるよう推計手法についても検討して、独自の推計を実施した。

将来の母の年齢別出生率の将来推計には、一般化対数ガンマ分布モデルを用いた (Kaneko(2002)、金子(2009))。わが国と比べ、シンガポールでは利用できるデータが限られているため、出生順位計の母の年齢別出生率を対象とし、次の手順で将来の年次別母の年齢別出生率をえた。まず、よく知られているように期間出生率に比べ cohort 出生率の推移は安定的であり、将来の見通しとしては cohort の趨勢を投影できることが望ましい。シンガポールでは 1968 ~ 2013 年の各年の年齢別出生率データが利用可能であるが、基本的に 5 歳階級でしか出

生率データがない。そこで、 t 年の $x-5 \sim x-1$ 歳から $x \sim x+4$ 歳の母の年齢 5 歳階級別出生率が直線的に変化していると仮定して、 t 年の $x-4 \sim x+1$ 歳から $x-1 \sim x+3$ 歳の出生率を補完し、 t 年から $t+31$ 年の出生率データを用いて $t-x-5 \sim t-x$ 年出生 cohort (t 年に $x \sim x+4$ 歳) の 15 ~ 19 歳、16 ~ 20 歳、...、44 ~ 48 歳、49 歳の出生率を再構成した。

次に、このように再構成された出生 cohort 別の年齢別出生率に対し、一般化対数ガンマ分布モデルを用い、出生 cohort 別にみた出生率の年齢スケジュールを 4 つのパラメータで近似した。そして、4 つのパラメータを VAR (Vector AutoRegressive) モデルで補外し、将来の年齢別出生率を予測した。

予測された cohort の年齢別出生率を年次別に組み替えて将来の母の年齢別出生率をえた。なお、十分な長さの cohort 出生率が観察可能な cohort 数が限られていることもあり、1990 ~ 1995 年出生 cohort を参照 cohort とし、1990 ~ 1995 年以後の cohort の年齢別出生率は一定と仮定した。

公式推計では 2013 年の母の年齢別出生率 (合計出生率は 1.19) が 2013 年から 2060 年まで固定されているが、このように過去の cohort の出生率低下の趨勢を反映させた期間出生率は 2010 ~ 2015 年に 1.24 だが、2020 ~ 2025 年 1.10、2025 ~ 2030 年に 1.09 となり、以後ほとんど変化しない見通しとなった。

出生性比については、出生月別男児女児出生数データを用いて、1955 年 7 月から 1960 年 6 月以後、2005 年 7 月から 2010 年 6 月まで、人口センサスと一般世帯調査間の 5 年間の出生数の性比 (女児 1 人あたり男児) を観察したところ、1.07 前後で推移していた。そこで、2000 年と

2010年の人口センサス間(2000年7月～2005年6月と2005年7月～2010年6月)の平均である約1.069を将来の出生性比とした。

将来の男女年齢別生残率の設定には、将来の生命表を用いた。まず、1957年と1968年から2013年まで各年の年齢別死亡率の推移を検討し、国際的にも標準となっているLee-Carterモデル(Lee and Carter 1992)を用いて将来の年齢別死亡率をえた。これを用いて将来の生命表を作成し、生命表生残率を計算し、男女年齢別に期首年と期末年の平均をとることで将来の期間生残率仮定値を設定した。

設定された期間生残率で生命表を作成し、平均寿命を計算したところ、男子人口については、1957年は60.2歳であったが、1980年に68.9歳、2000年75.6歳、直近の2013年は79.9歳と急速に伸長してきた。今後は2010～2015年の78.9歳から2015～2020年には80.0歳になり、2025～2030年82.0歳、2055～2060年には86.7歳になる見通しである。女子人口についても平均寿命は急速に伸長しており、1957年の66.6歳から1980年74.4歳、2000年80.7歳、2013年に85.1歳と推移してきた。今後は、2010～2015年の83.9歳から2025～2030年の86.3歳を経て、2055～2060年には89.4歳になる見通しとなった。

これは、公式推計で用いられている死亡率に基づく男女計の平均寿命(2030年に84.9歳、2060年には87.7歳)と比較すると、生残率は、2030年前後までは大きな差はないが、2040年代以後はやや大きめになっている(男女計の平均寿命は2025～2030年は84.4歳、2030～2035年は85.2歳で、2055～2060年は88.6歳)。

国際人口移動については、政策の影響

を強く受けるため、過去の趨勢のみから設定することはできない。シンガポール政府(2013)「人口白書」によると、今後年間15,000～25,000人のシンガポール市民、年間約10,000人のシンガポール永住件保持者を受け入れる予定であり、公式推計においては、年間28,100人の転入超過が仮定されている。そこで、公式推計と同じ5年で140,500人の転入超過を仮定した。公式推計では、転入超過人口の男女年齢構造は公表されていないので、過去の純移動率の推移を分析し、過去の趨勢を将来に投影することで純移動率仮定値を設定した。

将来推計に純移動率を用いて、期首の男女年齢別に純移動率を適用し計算される転入超過数(男女年齢計)は、別途仮定する転入超過数とは合致しない。そこで、将来の人口を計算する際、転入超過数の仮定と整合的なように将来の純移動率を男女年齢構造が維持されるよう一律に補正する手法を開発し、推計実施の際に用いた。

シンガポールにおける在住人口の将来推計結果について、過去の趨勢を検討して設定した出生率、生残率及び純移動率の仮定値を用いた独自推計結果と、公式推計を比較すると、シンガポール在住人口総数については公式推計では2040年前後に減少に転じるのに対し、2060年まで増加し続けており、公式推計に比べ20～64歳人口も65歳以上人口も多く、独自推計で推計された人口の方が総じて多くなっていた。また、今後の出生率が過去の趨勢にしたがって低下する場合には、今後50年間で在住人口を20万人ほど減少させることなどがわかった。

D. 考察

シンガポール政府統計局の公式推計では出生率が固定されており、転入超過人口の男女年齢割合も明らかにされていないため、今後の人口変動の要因についてあまり詳しいことはわからない。そこで、将来の人口動態率（出生、死亡、国際人口移動）をそれぞれ個別に変化させる 5 種類のシミュレーション分析を行い、人口動態率が将来の人口構造に及ぼす影響のパターンと要因を分析した。

5 つのシミュレーションのうち、第 1 のものは、2010～2015 年から 2055～2060 年の母の年齢別出生率を公式推計と同じ 2013 年の値（TFR で 1.19 人）に固定する場合であり、「出生率一定」と呼ぶ（以下のケースも同様に、独自推計のために設定された仮定値を一つずつ変える）。第 2 は、2010～2015 年から 2055～2060 年の男女年齢別生残率を 2005～2010 年の値（平均寿命は男性 78.9 歳、女性 84.2 歳）に固定する場合であり、「生残率一定」と呼ぶ。

残る 3 つの種類の推計は国際人口移動に関する仮定が将来の人口に及ぼす影響をみるものである。第 3 が、純移動率を男女年齢間で一定にして、純移動人口を期首人口の男女年齢割合で割り振る場合であり、「移動率一定」と呼ぶ。この場合も、転入超過数は独自推定で設定した値（5 年で 140,500 人の転入超過）に合致させるので、純移動人口の男女年齢割合だけが変化する。第 4 は、将来の転入超過数を半減させ、5 年間の転入超過数を 70,250 人とする場合であり、「転入数半減」である。最後に、将来の転入超過数がゼロである場合を仮定する「封鎖人口」についても示した。

このような人口動態率に関する 5 つのシミュレーションの結果を用いて、独自推計や公式推計による今後の人口変動の

要因を調べたところ、シンガポール在住人口総数に対しては、封鎖人口の仮定が最も大きな影響を及ぼしていた。

封鎖人口に続いて在住人口総数に及ぼす影響が大きいのは、転入数を半減させる場合、そして純移動率を男女年齢間で一定にする場合の順であった。これらは、いずれも国際人口移動に関する仮定であり、将来のシンガポール在住人口の規模は移民政策に強く左右されることがわかった。

また、人口減少の開始時期、高齢化の進行度合いも、社会増加率の大きさと深く関わっていた。たとえば、2010 年を 100 とした場合の 2060 年の 20～64 歳人口の指数は、独自推計の 105.7 に対し、封鎖人口は 56.9 になっていた。20～64 歳という年齢層では死亡率の水準がそれほど高くなく、出生率の差の影響も推計期間の後半に入らなければ現れないので、国際人口移動の状況が反映される結果となる。さらに、生産年齢人口の減少は再生産年齢女子人口の減少をとともなうので、封鎖人口でシンガポールが外国人の受け入れを停止した場合、今後 2060 年までの 50 年間に 0～19 歳のシンガポール在住人口は半減することになる。また、人口の年齢構造を変化させるため、封鎖人口の高齢者支援率は独自推計の約 3 分の 2 程度になり、シンガポールが外国人の受け入れを停止した場合には 2060 年には 65 歳以上人口 5 人あたりの 20～64 歳人口は約 9 人から約 6 人に減少することになった。

E . 結論

シンガポールの在住人口の将来推計を独自に実施し、人口動態率が人口構造に及ぼす影響のパターンと要因の分析を通

じて、とくに国際人口移動が将来の人口規模及び人口構造へ及ぼす影響が大きいことがわかった。公式推計における国際人口移動に関する仮定の詳細は公表されていないことが、将来の人口の見通しのパターンと要因を不明瞭にしている。本稿で実施した将来の人口動態率（出生、死亡、国際人口移動）をそれぞれ個別に変化させる 5 種類のシミュレーション分析を通じ、公式推計においては転入数半減程度の転入超過数（推計期間中の 5 年毎の転入超過人口は 70,250 人）を最近の純移動の男女年齢構造に近いもので割り振っている可能性が高いことがわかった。

独自推計（推計期間中の 5 年毎の転入超過人口は 140,500 人）では 2030 年前後に自然減少を開始していたが、転入数半減程度の転入超過数（推計期間中の 5 年毎の転入超過人口は 70,250 人）の場合には 2025 年前後に自然減となる。また、今後出生率が過去の趨勢にしたがって低下し、生残率が改善すると、独自推計と比較して、65 歳以上人口の増加は抑制されるものの、より急速で深刻な少子化と若年人口の減少が起こり、高齢者支援率は低下することが予見される。

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, "A multistate lifetable analysis for the effects of the 1st marriage and marital reproduction on fertility in Singapore," Population Association of America Annual Meeting 2014, Boston, U.S.A. (2014.5.1-3)

Keita Suga, "Regional differentials of death rates and their effects on an accuracy of a regional population projection in Japan," European Population Conference 2014, Budapest, Hungary (2014.6.25-28)

菅桂太「女性の就業と出生：JGGS2013の分析」第66回日本人口学会大会、明治大学（2014.6.14）

菅桂太「死亡率の地域格差が将来人口推計の精度に及ぼす影響」日本人口学会2014年第1階東日本地域部会、札幌市立大学（2014.10.25）

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（政策科学研究推進事業）
分担研究報告書

中国高齢化とその対策 公的医療保険制度

分担研究者 馬 欣欣 京都大学大学院薬学研究科・特定講師

研究要旨：中国では、一人当たり十分な所得水準にまだ達していない一方で、高齢化が進んでいる（「未富先老」）。また、高齢化の対策の一部としての社会保障制度がまだ整備されていない。1990年代以降、中国では社会保障制度（とくに年金制度、公的医療保険制度）の改革が行われ、制度上で「国民皆保険」の目標に達成したが、実施面で様々な問題が残されている。とくに中国の人口・経済状況は多様であり、また戸籍制度の実施によって都市部と農村部が分断されている。本研究では、まずこのような高齢化の地域格差に注目し、政府公表データを活用し、公的医療保険制度の実施状況における都市部と農村部間の格差を明らかにする。次に、ミクロデータを活用し、公的医療保険制度の加入がどの程度医療費の自己負担額に影響を与えるのか、また都市部と農村部によって公的医療保険制度の実施効果が異なるのかを明らかにし、制度効果を考察する。分析結果より、公的医療保険制度には都市部と農村部間の格差が大きく、また都市部においても、農村部においても、公的医療保険制度が医療費の自己負担額を軽減する効果を持っていないことが明らかになった。公的医療保険制度が所得再分配政策の1つとしてその果たすべき役割を評価すると、1990年代後期に実施された公的医療保険制度の改革が成功しなかったことが示された。

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の対策の1つとしての公的医療保険制度の改革およびその実施状況を紹介し、そこにはどのような問題が存在するのかを明らかにしたうえで、公的医療保険制度の効果を考察する。

戸籍制度の実施によって、中国経済及び社会保障制度は都市部と農村部によって異なっている。市場経済移行期（1978年以降）、戸籍制度の規制緩和に伴い、農村部から都市部への労働力移動が増加し、高齢化とそれに伴う問題が農村部でより深刻化している。そのため、本研究では、公的医療保険制度の実施状況における都市部と農村部間の格差を考察したうえで、都市部と農村部にわけて政策効果を分析する。

B．研究方法

本研究は文献研究、政府公表データ（マクロデータ）の収集と分析、ミクロデータ（中国健康・栄養調査のパネルデータ）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、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調べ、今後の研究・分析の準備とした。第2年度は、まず、マクロデータ・文献収集と分析を継続し、中国内の地域格差について考察した。次にミクロデータを用い、中国における社会保障制度の実施が国民の厚生（＝幸福度）に与える影響に関する実証研究を行い、その影響における世代間（現役世代と高年齢者世代）の差異も考察した。第3年度は、ま

ず、政府公表データを活用し、公的医療保険制度の実施状況における都市部と農村部間の格差を考察した。またマイクロデータを活用し、都市部と農村部にわけて政策効果に関する実証研究を行った。

(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。またマイクロデータ使用の際には、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

まず、政府公表データを用いた分析結果により、以下のことが確認された。

医療保険制度の加入状況に関しては、全国状況をみると、2011年に、医療保険加入者の割合は新型農村合作医療制度加入者が69.5%で最も多い。次いで都市従業員基本医療保険加入者が14.8%、都市住民基本医療保険加入者が9.5%となっている。公的医療保険以外の医療保険加入者の割合はわずか0.3%となっている。また2011年に、都市部で都市従業員基本医療保険加入者と都市住民基本医療保険加入者の割合がそれぞれ47.4%、25.1%で高い。一方、農村で新型農村合作医療制度加入者の割合が89.9%で最も高い。戸籍身分によって加入した医療保険の種類が異なることが示された。

医療供給については、千人あたり病床数は1990年に都市部4.18、農村部1.55、郷鎮診療所0.81、それぞれの格差(都市部/農村部の倍率、都市部/郷鎮診療所の倍率)は2.70、5.16となっており、2012年に都市部6.88、農村部3.11、郷鎮診療所1.24、それぞれの格差(都市部/農村部の倍率、都市部/郷鎮診療所の倍率)は2.21、5.55となっている。1990年から2012年にかけて、医療機関の千人あたり病床数における都市部と農村部間の格差が縮小せず、むしろ都市部と郷鎮診療所間の格差は拡大している。

医療需要に関しては、1991年から2012年にかけて新生児死亡率、乳幼児死亡率、5歳以下児童死亡率、妊産母死亡率のいずれも農村部が都市部より高い。たとえば、2012年に、新生児死亡率は農村部(8.1‰)が都市部(3.9‰)の2.1倍、乳幼児死亡率は農村部(12.4‰)が都市部(5.2‰)の2.4倍、5歳以下児童死亡率は農村部(16.2‰)が都市部(5.9‰)の2.7倍、妊産母死亡率は農村部(10万人あたり25.6人)が都市部(10万人あたり22.2人)の1.2倍とそれぞれなっている。また、中国卫生部(2009)『2008年医療サービス調査研究 第4回家庭健康諮問調査分析報告』によると、1993年から2008年までに、重症患者率のいずれも農村部が都市部より高く、重症患者入院日数のいずれも農村部が都市部より長い。たとえば、2008年に重症患者率は農村部(3.7%)が都市部(2.8%)より0.9%高く、重症患者入院日数は農村部(193日)が都市部(164日)より約1カ月(29日)長い。

医療需要は農村部が都市部より多いが、公的医療費支出は農村部が都市部より少ない。たとえば、政府の公的医療費支出総額は都市部が1990年の396.0億元から2011年の18,542.4億元へ上昇し、農村部が351.4億元から2011年の5,726.4億元へ上昇したが、その上昇幅は都市部が農村部より高い。その結果、都市部と農村部の格差(都市部と農村部の比率)は1990年の1.13倍から2011年の3.24倍へと大幅拡大した。また、政府の一人当たり公的医療費支出は都市部が1990年の158.8元から2012年の2,969.0元へ上昇し、農村部が38.8元から2012年の1,055.9元へ上昇したが、1990年から2012年までに一人当たり公的医療費支出における都市部と農村部間の格差は3.0~4.0の水準で推移し、両者間の格差がいまだ高い。

次に、中国健康・栄養調査のパネルデータ(CHNS2000、2004、2006)を用い、サンプル・セレクション・バイアスおよび個体間の異質

性問題を考慮したうえで、公的医療保険制度の加入がどの程度医療費の自己負担額に影響を与えるのか、また都市部と農村部によって公的医療保険制度の実施効果が異なるのかに関する実証研究を行った。分析結果より、都市部においても、農村部においても、公的医療保険制度が医療費の自己負担額を軽減する効果を持っていないことが明らかになった。公的医療保険制度が所得再分配政策の1つとしてその果たすべき役割を評価すると、1990年代後期に実施された公的医療保険制度の改革が成功しなかったことが示された。

D．考察

中国では、計画経済期(1949～1977年)、戸籍制度によって政府は農村部から都市部への人口移動を抑制し、中国経済社会は都市部と農村部によって分断された。市場経済移行期(1978年以降)、戸籍制度の規制緩和に伴い、農村部から都市部への労働力移動が増加し、出稼ぎ労働者が増えてきた。一方、社会保障制度において農村部と都市部間の格差が依然として存在している。

たとえば、市場経済移行期、都市従業員基本医療保険制度(1998年)、都市住民基本医療保険制度(2007年)、新型農村合作医療制度(2003年)が制定・実施された。経過年とともにそれらの制度の加入者数が大幅に増加している。国民全員は3つの公的医療保険制度によってカバーされるため、制度上で「国民皆保険」の目標を達成したといえる。

しかし、現行の制度には様々な問題が存在している。本研究では、政府統計データを活用し、医療供給体制、医療需要、医療保険金財源・公的医療費給付において、都市部と農村部間の格差が大きいことを明らかにした。医療需要は農村部が都市部より多いにもかかわらず、1人あたり医療費支出は農村部が都市部の約二分の一(2008年)となっている。なぜ、その現象が存在しているのか。以下の2つの

理由があげられる。まず、医療供給側の視点から考えると、医療供給体制には都市部と農村部間の格差が存在することが1つの理由である。農村部で医師・医療機関が相対的に少ないため、農村部住民が受ける医療サービスの量が少ない。また、医療需要側の理由の1つとして、流動性制約問題が存在していると考えられる。具体的に説明すると、1人あたり年間所得は農村部が都市部の約三分の一となっている。一方、医療技術、医薬品の価格は政府によって決められるため、医療・医薬品の価格には都市部と農村部間における大きな格差がない。さらに、医療費給付(医療費償還)は都市従業員基本医療保険制度が新型農村合作医療制度よりかなり多いため、医療費の自己負担率は農村部が都市部より高い。したがって、都市部に比べ、農村部で医療需要が相対的に多いが、受けられる医療サービスの量が少ないと考えられる。現行の医療保障制度には公平性の問題が存在することが示された。

また、実証分析の結果により、農村部においても、公的医療保険制度が医療費の自己負担額を軽減する効果を持っていないことが示された。公的医療保険制度が所得再分配政策の1つとしてその果たすべき役割を評価すると、1990年代後期に実施された公的医療保険制度の改革が成功しなかったことが示された。その理由に関しては、以下のことが考えられる。都市部で実施された公的医療保険制度の改革の主な目的は所得再分配政策の一環として役割を果たすのではなく、国有企業の負担および政府財政負担を軽減するための改革である。また農村部で公的医療費支出が少ない。したがって、都市部においても、農村部においても、現行の公的医療保険制度は医療費の自己負担額を軽減する効果を持っていないと考えられる。

E．結論

まず、中国では、市場経済移行期、制度上で「国民皆保険」の目標を達成したが、医療供給体制、医療需要、医療保険金財源・公的医療費給付において、都市部と農村部間の格差が大きい。現行の医療保障制度には公平性の問題が存在することが明なになった。社会の公平性を保ち、社会を安定させるため、このような農村部と都市部における社会保障制度の格差問題を是正することは今後の重要な課題となっている。都市部と農村部を統一する社会保障制度を構築することは必要である。

また、実証分析の結果により、中国で、都市部においても、農村部においても、公的医療保険制度が医療費の自己負担額を軽減する効果を持っていないことが示された。公的医療保険制度が所得再分配政策の1つとしてその果たすべき役割を評価すると、1990年代後期に実施された公的医療保険制度の改革が成功していないといえよう。重度な病気に罹ることによって生じる貧困問題に対処するため、公的医療制度を改革しながら、他の社会保障制度を整備することは今後の重要な課題となっている。重篤な疾患に罹る者に対する特別な医療費援助制度を設けることを検討する必要がある。また、他の要因が一定ならば、若年層に比べ、高年齢層で自己負担する医療費が高いことが分かった。高齢化が進んでいる中国で、高年齢者向けの貧困削減政策に取り組むことは今後の重要な課題となると考えられる。中国では、日本、アメリカで実施されている高年齢者向けの公的医療保険制度(日本:後期高齢者医療制度、アメリカ:Medicare制度)を構築することを検討すべきであろう。

さらに、高齢化の対策において、政府は社会保障制度の制定・実施を通じてその役割を果たすべきである(公助)。一方、家族扶養などの方式で高齢者の生活・介護を支えることも重要な手段として重視すべきである(自助)。今後、社会保障制度の改

革、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を考慮し、高齢化対策に関するさらなる研究を必要とする。

F. 健康危険情報
なし

G. 研究発表

1. 馬欣欣「中国都市戸籍住民における医療保険の加入行動の要因分析 医療保険加入の類型およびその選択の決定要因」『アジア経済』第55巻第2号、pp.62-94頁、2014年6月。
2. 馬欣欣「中国新型農村合作医療保険制度と医療サービスの利用」京都大学大学院経済学研究科中国経済研究会、京都大学、2014.10.28。
3. Ma Xinxin (2015) "Population Aging and Public Health Insurance Reform in Rural China" presentation in the International Seminar on "Comparative Study on Population Aging in Eastern Asian Low Fertility Countries", Tokyo and Kyoto, 2015.2.19-20.

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

東アジアにおける健康状態・老後不安の政策関連要因

EASS2010 の比較分析

小島 宏（早稲田大学社会科学総合学院）

はじめに

東アジア社会調査健康モジュール（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、健康は高齢化対策に関連が深く、共通の設問が多いことから一昨年度の報告書用原稿とその改訂版（小島 2013, 2014b）では東アジア4カ国（日本、韓国、台湾、中国）における各種の健康状態に対する宗教の影響に関する比較分析を行い、昨年度の報告書用原稿（小島 2014a）では東アジア4カ国における各種の健康関連行動・意識に対する宗教の影響の比較分析をおこなった。しかし、東アジア諸国では無宗教の者が多いこともあるためか、宗教の大きな影響を見いだすことができなかった。また、宗教は公共政策が介入すべき対象とは言えない。他方、小島(2011)はそれらの論考のほか、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し、それ以前から健康に関する一連の実証研究を行ってきた（たとえば、小島 1994, 1996, 1999b, 2001, 2002, 2005a, 2010, 2011; Kojima 1997, 1999a, 2001, 2005b, 2006a, 2006b, 2006c, 2008）。

そこで、EASS2010 には政策関連変数に関する共通の設問も含まれていることから高齢化対策とも関連するような公共政策の健康状態・老後不安の諸側面に対する影響を比較検討することを試みる。また、宗教の影響に関する比較分析の際に、健康状態や健康関連意識・行動に対する地域の影響が大きいことも見いだされたので、地域レベルの政策関連変数も導入する。ただし、日本以外の国について地域レベルで比較可能なマクロデータを入手するのが困難なため、EASS2010 を集計して作成した地域レベルのマクロデータを用いる。そのため、一つのモデルについて一つの地域レベルの変数を交差項としてしか導入することしかできない。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 を用いた類似の先行研究もないため、現時点では予備的分析に留めざるを得ない。そこで、本稿では東アジア4カ国における各種の健康状態・老後不安に関する年齢階級別差異のクロス集計の結果を比較検討した後、健康状態・老後不安に関するカテゴリー変数を従属変数として、それらに対する政策関連要因の影響についての予備的なマルチレベル2項ロジット分析の結果を比較検討する。

1. 既存研究

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、政策関連変数を分析したものではない。また、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。他方、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、本稿で用いるような政策関連変数の影響を分析しているわけ

ではない。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、健康・老後不安と政策関連変数の関係を扱った研究があるかどうか分からない。

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。以下においては留置票 B 票の日本語の設問を各種変数の説明のために用いることにする。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、本研究では台湾で同一の設問が用いられた設問のうち、次の 6 種類の設問ないし下位設問に基づく従属変数を用いる。それは一昨年度の報告書で分析した「1) 主観的不健康」(v4)、「2) 痛みによる支障なし」(v11)、「3) 慢性病あり」(v18)に加え、昨年度の報告書で分析した「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) の計 6 種類の 2 項カテゴリー変数である。前者が示す健康状態は高齢になるにつれて悪化する傾向があるので、高齢化対策とも関連が深い。また、後者は老後不安を表すため、やはり高齢化対策と関連が深いと思われる。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) **主観的不健康**」については次の Q34 の設問で「4 あまり良くない」か「5 良くない」を選択した場合を 1 としてそれ以外の場合を 2 とした。

Q34 あなたの健康状態は、いかがですか。

- 1 最高に良い、2 とても良い、3 良い、4 あまり良くない、5 良くない

「2) **痛みによる支障なし**」については次の Q36 の設問で「1 ぜんぜん妨げられなかった」を選択した場合を 1 としてそれ以外の場合を 2 とした。

Q36 過去 1 カ月間に、いつもの仕事 (家事も含みます) が痛みのために、どのくらい妨げられましたか。

- 1 ぜんぜん妨げられなかった、2 わずかに妨げられた、3 少し妨げられた、4 かなり妨げられた、5 非常に妨げられた

「3) **慢性病あり**」については次の Q41-1 の設問で「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。慢性病のうちで比較的頻度が高いものとしては「a) 高血圧」「b) 糖尿病」「c) 心血管疾患」「d) 呼吸器疾患」「e) その他慢性疾患」がある。

Q42-1 あなたは、慢性的な病気または長期にわたる健康上の問題をかかえていますか。

- 1 はい、2 いいえ

「4) **老後身体能力懸念**」「5) **老後決断能力懸念**」「6) **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 としてそれ以外の場合を 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

分析方法としては以上の健康状態・老後不安に関する6種類のカテゴリー変数を従属変数する、マルチレベルの2項ロジットモデルを行った。具体的にはSASのGLIMMIXプロシージャを用いた。ミクロデータを集計した地域レベルの変数を用いたマルチレベルの2項ロジットモデルについてはWang et al. (2012)に倣ったが、その手法では前述のとおり、一つのモデルについて一つの地域レベルの変数を交差項としてしか導入することしかできないことにより、多くのモデルを用いる必要があるため、表の数が多くならざるを得ない。

独立変数としては人口学的、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)を用いた。なお、下線があるものが基準カテゴリーである。

独立変数としては2種類の社会保障政策関連変数と3種類の環境政策関連変数(健康状態の分析のみ)を用いた。社会保障政策関連変数はv45の医療保険の種類が公的なもののみかどうか(公的のみ、その他)の2種類である。v34の過去1年間に医師の診断を控えた経験の有無(経験あり、その他)である。また、環境政策関連変数はv59の大気汚染が深刻かどうか(深刻、その他)、v60の水質汚染が深刻かどうか(深刻、その他)、v61の騒音被害が深刻かどうか(深刻、その他)である。さらに、個別の地域レベルの変数との交互作用を分析する際に、個人レベルの変数を個人が居住する地域区分ごとに集計した地域レベルの変数(地域の政策関連変数の平均値が上位3分の1程度以上の集団を形成する地域、その他の地域)を、もとの個人レベルの変数との交差項とともに導入した。

3. 分析結果

(1) クロス集計結果

表1は6種類の従属変数の頻度を男女年齢10歳階級別に示したものである。大ざっぱに言って、日本は健康状態が悪い方で最高の値を示す傾向がある。例えば、「1) 主観的不健康」や「3) 慢性病あり」については日本の男女が最高の値を示している。しかし、年齢10歳階級別に見ていくと必ずしもそうとは言えない場合もあるので、各従属変数について個別に見ていくことにする。

「1) **主観的不健康**」は日本では男性29.0%、女性29.1%と男女差がないが、韓国では男性19.7%、女性28.2%、台湾では男性25.7%、女性29.4%、中国では男性16.1%、女性21.0%と男女差が比較的大きい。その結果、女性での水準は中国以外の3カ国で比較的近くなっている。日本、韓国、中国では男女いずれにおいても年齢が高くなるにつれて不健康の度合いが高まる傾向があるが、台湾では男女とも40代で一旦、低下する。

「2) **痛みによる支障なし**」は日本では男性57.5%、女性52.4%と男女差が小さいが、韓国では男性52.47%、女性33.5%、台湾では男性39.4%、女性32.9%、中国では男性54.8%、女性43.1%と男女差

が比較的大きい。しかし、男性の水準は台湾以外の3カ国で比較的近い。日本、韓国、中国では男女いずれにおいても年齢が高くなるにつれて支障なしの割合が低まる傾向があるが、台湾では男女とも不規則的な変動が見られる。

「3) 慢性病あり」は前述のとおり、日本では男性 47.9%、女性 43.5%と特に高い水準を示している上、男性の方が高いが、韓国では男性 27.6%、女性 34.3%と女性の方が高く、台湾では男性 33.4%、女性 32.1%とあまり男女差がないものの、中国では男性 31.5%、女性 37.2%と韓国と同様に女性の方が高くなっている。4カ国の男女いずれにおいても年齢が高くなるにつれて慢性病ありの割合が高まる傾向があるが、日本以外の3カ国では高まる速度が日本よりも急激で、高齢女性では日本の水準より高くなっている。

「4) 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。

「5) 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。

「6) 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みられる。

(2) マルチレベル2項ロジット分析結果

日本、韓国、台湾、中国の男女における政策関連変数の健康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、個人レベルの政策関連変数と地域レベルの政策関連変数との交差項を独立変数とする比較可能なモデルによるマルチレベル2項ロジット分析の結果を表2~表7として示す。交差項については個別に導入した。表2~4では4カ国で頻度が比較的高い「1) 主観的不健康」「2) 痛みによる支障なし」「3)慢性病あり」の3項目を従属変数とする分析結果を項目別に示すことにし、表5~7では老後不安に関する「4) 老後身体能力懸念」「5) 老後決断能力懸念」「6) 老後財政能力懸念」の3項目を従属変数とする分析結果を示すことにする。

1) 「主観的不健康」に関する分析結果

表2a~2dはそれぞれ日本、韓国、台湾、中国の男女の「主観的不健康」に関するマルチレベル2項ロジット分析の結果である。各表の第1~6列は男性、第7~12列は女性に関する分析結果で、第1列と第7列の「個人のみ」のモデルは個人レベルの変数のみの影響を示したものである。

表2aの第1列では日本の男性において健康保険が公的なもののみである場合、医療抑制経験がある場合、騒音被害が深刻である場合、不健康である可能性が高いことが示されているし、第2~6列の地域レベルの変数との交差項を導入したモデルでもほぼ同じ影響が示されている。健康保険が公的なもの

のみの効果については公的健康保険のみでは予防・初期治療が十分にカバーされないため、健康状態が悪いという方向の因果関係も考えられるが、健康状態が悪いため、民間の健康保険に加入できないという逆方向の因果関係も考えられる。しかし、不健康であると医療を抑制するという方向の因果関係は考えにくいいため、医療抑制経験があるような回答者の場合、十分な初期治療が受けられず、不健康になるという方向の因果関係は妥当であろう。

他方、騒音被害が深刻な場合に健康状態が悪いというのは妥当な感じがするものの、3種類の環境被害のうちでなぜ騒音だけが直接的な効果をもつのがわからない。しかし、第4列の大気汚染の交差項の正の効果は大気汚染が深刻だと考える回答者が多い地域で大気汚染が深刻だと考えている回答者は不健康である可能性が高いことを示し、地域レベルの深刻な大気汚染と個人レベルの深刻な大気汚染が重なった場合に不健康であることを示唆しており、これも妥当な結果と言えよう。

第7～12列に示された日本の女性における「主観的不健康」の場合も、日本の男性の場合と同様、医療抑制経験がある場合と騒音被害が深刻である場合、不健康である可能性が高いことが示されている。しかし、健康保険が公的なもののみであることの効果や交差項の効果はみられない。

表2bの第1～6列に示された韓国の男性における「主観的不健康」の場合も日本の男女の場合と同様、医療抑制経験がある場合と騒音被害が深刻である場合、不健康である可能性が高いことが示されており、妥当な結果であると思われる。また、韓国の男性の場合も日本の男性の場合と同様、第4列の大気汚染の交差項が正の効果をもっているが、有意にはなっていない。また、第2列で交差項は有意になっていないが、健康保険が公的なものみの回答者の場合、不健康である可能性が高い。これは健康保険が公的なもののみである回答者が多くない地域でそのような効果がみられることを示しており、健康保険について相対的に恵まれない回答者が不健康であるという方向の因果関係を示しているように思われるが、不健康なために健康保険について相対的に恵まれないという逆方向の因果関係を示している可能性も考えられる。

第7～12列に示された韓国の女性における「主観的不健康」の場合も、日本の男女と韓国の男性の場合と同様、医療抑制経験がある場合、不健康である可能性が高いことが示されている。しかし、それらの場合とは異なり、騒音被害が深刻である場合の効果がみられない。また、第4列の大気汚染の深刻さの交差項の負の効果は大気汚染が深刻だと考える回答者が多い地域で大気汚染が深刻だと考えている回答者は不健康でない可能性が高いことを示すし、地域レベルの大気汚染の深刻さの正の効果は大気汚染が深刻だと考える回答者が多い地域で大気汚染が深刻でないと考えている回答者は不健康である可能性が高いということを示し、直感に反する上、逆方向の因果関係も考えにくいいため、健康で大気汚染が深刻だと考える者の転出でも考えない限り、解釈が難しい。

表2cの第1～6列に示された台湾の男性における「主観的不健康」の場合も日韓の男女の場合と同様、医療抑制経験がある場合、不健康である可能性が高いことが示されており、妥当な結果であると思われる。また、台湾の男性の場合、大気汚染が深刻だと考える回答者は不健康である可能性が高いという結果も妥当であろう。他方、第7～12列に示された台湾の女性の場合、政策関連変数は個人レベルでも地域レベルでも有意な効果をまったくもたず、人口学的変数、社会経済的変数の中でも主観的な上位階層帰属のみが正の効果をもっている。

表2dの第1～6列に示された中国の男性における「主観的不健康」の場合も日韓の男女と台湾の男性の場合と同様、医療抑制経験がある場合、不健康である可能性が高いことが示されており、妥当な結果であると思われる。また、第5列の地域レベルの水質汚染の深刻さの負の効果は大気汚染が深刻だと考える回答者が多い地域で水質汚染が深刻でないと考えている回答者は不健康でない可能性が高いということを示し、妥当な結果であると言えよう。

表2dの第7～12列に示された中国の女性における「主観的不健康」の場合も日韓の男女と台湾・中

国男性の場合と同様、医療抑制経験がある場合、不健康である可能性が高いことが示されており、妥当な結果であると思われる。また、中国の女性の場合も日本の男女、韓国の男性の場合と同様、騒音被害が深刻である場合、不健康である可能性が高いことが示されており、やはり妥当な結果であろう。さらに、第 10 列の地域レベルの大気汚染の深刻さの負の効果は大気汚染が深刻だと考える回答者が多い地域で大気汚染が深刻でないと考えている回答者は不健康でない可能性が高いということを示し、妥当な結果であると言える。

2) 「痛みによる支障なし」に関する分析結果

表 3a~3d はそれぞれ日本、韓国、台湾、中国の男女の「痛みによる支障なし」に関するマルチレベル 2 項ロジット分析の結果である。表 3a は日本の男女に関する結果を示すが、従属変数が健康な状態を示すことから、男女における個人レベルの医療保険抑制経験については表 2a の「主観的不健康」の場合と逆方向の負の効果がみられるし、男性における騒音被害についても逆方向の負の効果がみられ、妥当な結果であるように思われる。しかし、表 2a でみられたような男性における健康保険が公的なもののみであることによる効果はみられないし、交差項の効果もみられない。他方、第 9 列の地域レベルと個人レベルの医療抑制経験の交差項の負の効果は、女性で医療抑制経験がある回答者が多い地域にいる医療抑制経験がある回答者が痛みによる支障がない可能性が低いことを示しており、妥当な結果であろう。

表 3b の韓国の男性における「痛みによる支障なし」に関する結果は表 3a の日本の男性の場合と同様、個人レベルの医療保険抑制経験と騒音被害の負の効果を示しているし、韓国の女性の場合も日本の女性の場合と同様、医療保険抑制経験の負の効果を示している。しかし、韓国女性の場合は日本の女性とも韓国の男性とも異なり、大気汚染の負の効果がみられるが、これは大気汚染が深刻だと考える回答者は痛みによる支障がない可能性が低いことを示して降り、妥当な結果であると言える。また、日本の女性の場合と同様、第 9 列の地域レベルと個人レベルの医療抑制経験の交差項の負の効果は、女性で医療抑制経験がある回答者が多い地域にいる医療抑制経験がある回答者が痛みによる支障がない可能性が低いことを示しているだけでなく、地域レベルの医療抑制経験がある回答者が多いことの正の効果は、女性で医療抑制経験がある回答者が多い地域にいる医療抑制経験がない回答者が痛みによる支障がない可能性が高いことを示しており、やはり妥当な結果であると言える。

表 3c の台湾の男女における「痛みによる支障なし」に関する結果では表 2c の台湾の女性における「主観的不健康」に関する結果と同様、個人レベルの変数の有意な効果がまったくみられない。しかし、地域レベルの変数ないし交差項については若干の効果がみられる。台湾の男性の場合、第 4 列の地域レベルと個人レベルの大気汚染の交差項の負の効果は、大気汚染が深刻であると考える回答者が多い地域にいる大気汚染が深刻であると考えている回答者は痛みによる支障がない可能性が低いということを示し、妥当であると思われる。また、台湾の女性の場合、第 11 列の地域レベルの水質汚染の正の効果は水質汚染が深刻であると考える回答者が多い地域にいる水質汚染が深刻でないと考えている回答者は痛みによる支障がないと考える可能性が高いということを示し、やはり妥当な結果であると言える。

表 3d の中国の男女における「痛みによる支障なし」に関する結果は 3a と 3b の日本・台湾の男女の場合と同様、個人レベルの医療保険抑制経験の負の効果を示しており、妥当であると言える。しかし、地域レベルの変数や交差項の有意な効果はまったくみられない。

3) 「慢性病あり」に関する分析結果

表 4a~4d はそれぞれ日本、韓国、台湾、中国の男女の「慢性病あり」に関するマルチレベル 2 項ロジット分析の結果である。表 4a は日本の男女に関する結果を示すが、従属変数が不健康な状態を示すことから、男女における個人レベルの医療保険抑制経験については表 2a の「主観的不健康」の場合と同方向の正の効果がみられるし、男性における健康保険が公的なもののみであることの正の効果も騒

音被害が深刻であることの負の効果も同方向であり、妥当な結果であるように思われる。しかし、日本の男性においてはこれまでみられなかったような水質汚染が深刻であることの負の効果がみられ、水質汚染が深刻であると考えた回答者は慢性病をもつ可能性が低いという直観に反するような結果が示されている。慢性病をもつ回答者には水質汚染が深刻な地域から転出する傾向があるという可能性がなければ、慢性病をもつ回答者には水質汚染が深刻でないと考えた傾向があるという逆方向の因果関係も考えにくい。水質汚染の深刻さは騒音被害の深刻さや大気汚染の深刻さとの交互作用がある可能性も考えられる。日本の女性では医療抑制経験がある回答者が多い地域、大気汚染が深刻であると考えた回答者が多い地域、騒音被害が深刻であると考えた回答者が多いといった地域レベルの変数の正の効果がみられるが、これらが示すのはそのような回答者が多い地域にいる少数派の効果であるので、これも転出の可能性を考えなければ、直観に反する結果であるように思われる。

表4bの韓国の男性における「慢性病あり」に関する結果は表4aの日本の男性の場合と同様、個人レベルの健康保険が公的なもののみであることの正の効果を示しているし、韓国の女性の場合も日本の女性の場合と同様、医療抑制経験の正の効果を示している。韓国の男性においては医療抑制経験がある回答者が多い地域にいる医療抑制経験者で慢性病がない可能性が高いことを示しており、直観に反する結果となっているが、そのような地域で慢性病をもつ者の転出が多いことによる逆方向の因果関係も考えられる。

表4cの台湾の男性における「慢性病あり」に関する結果は医療抑制経験の負の効果を示しており、直観に反するものであるが、慢性病をもつ者の転出が多いことによる逆方向の因果関係も考えられる。台湾の女性では表2cの場合と同様、有意な政策関連変数がみられない。

表4dの中国の男女における「慢性病あり」に関する結果は日本の男女と韓国の女性の場合と同様、また、表2dの中国男女における「主観的不健康」の場合と同様、医療抑制経験の正の効果を示している。また、中国の男性における地域レベルと個人レベルの医療抑制経験の交差項の正の効果と地域レベルの医療抑制経験の負の効果は医療抑制経験がある回答者が多い地域における医療抑制経験者で慢性病がある可能性が高く、そのような地域における医療抑制経験者以外で慢性病がある可能性が低いことを示しており、妥当な結果であると言える。

4) 老後不安に関する分析結果

表5a~5bはそれぞれ日本・韓国、台湾・中国の男女の「老後身体能力懸念」に関するマルチレベル2項ロジット分析の結果である。同様に、表6a~6bは「老後決断能力懸念」、表7a~7bは「老後財政能力懸念」に関する分析結果である。各表の第1~3列と第7~9は男性、第4~6列と第10~12列は女性に関する分析結果である。また、第1列、第4列、第7列、第10列の「個人のみ」のモデルは個人レベルの変数のみの影響を示す。老後不安については社会保障政策関連変数の影響しか分析しないため、第2列、第5列、第8列、第11列が健康保険に関する地域レベル変数との交差項を投入したもの、第3列、第6列、第9列、第12列が医療抑制経験に関する地域レベル変数との交差項を投入したものである。

表5a~5bによれば、「老後身体能力懸念」に対して医療抑制経験は4か国の男女いずれにおいても正の効果をもつが、健康保険が公的なもののみであることは日本女性の健康保険交差項モデルと中国男性の健康保険交差項モデル以外で正の効果をもつ。いずれも不利な立場にある回答者が懸念をもつ傾向があることを示し、妥当な結果であるように思われる。しかし、日本女性においても中国男性においても地域レベルの変数も交差項も有意な効果をもたない。ただし、台湾男性では健康保険が公的なもののみであることに関する交差項が正の効果をもち、健康保険が公的なもののみである回答者が多い地域が負の効果をもつ。このことは、そのような地域にいる健康保険が公的なもののみである回答者の場合に懸念をつ傾向があるが、そのような地域にいる健康保険が公的なもののみでない回答者が懸念をもたな

い傾向があるということを示すので、やはり妥当な結果だと言えよう。

表6a~6bによれば、表5a~5bの「老後身体能力懸念」の場合と同様、「老後決断能力懸念」に対して医療抑制経験は4か国の男女いずれにおいても正の効果をもつだけでなく、日本の男女と中国の男性において健康保険が公的なもののみであることが正の効果をもつ。日本の男女では健康保険が公的なもののみであると「老後身体能力懸念」より「老後決断能力懸念」の方が強くなることを示すが、これは日本の男女で前者の懸念より後者の懸念をもつものが少ないことにより不利な立場の影響が強くて出ている可能性があるとも思われる。交差項として有意なのは中国の女性で医療抑制経験がある回答者が多い地域にいる医療抑制経験がある回答者で「老後決断能力懸念」をもつ可能性が低くなるという効果だけであるが、直観に反する結果である。医療抑制経験がある回答者が多くない地域にいる医療抑制経験がある回答者の方が懸念を持つ可能性が高いということは地域の中で相対的に不利な立場にある者の方が「老後決断能力懸念」をもちやすいということなのであろうか。

表7a~7bによれば、表5a~5bの「老後身体能力懸念」や表6a~6bの「老後決断能力懸念」の場合とは異なり、「老後財政能力懸念」に対して医療抑制経験は4か国の男女すべてにおいて正の効果をもつわけではなく、台湾の男女と中国の男性では有意な効果をもたない。また、韓国の女性のみにおいてしか健康保険が公的なもののみであることが正の効果をもたない。

交差項や地域レベルの変数については「老後決断能力懸念」の場合と同様、中国の女性において医療抑制経験がある回答者が多い地域にいる医療抑制経験がある回答者で「老後財政能力懸念」をもつ可能性が低くなるという直観に反する効果がみられる一方、台湾の男性において医療抑制経験がある回答者が多い地域にいる医療抑制経験がある回答者で「老後財政能力懸念」をもつ可能性が高くなるという直観に合った効果がみられる。また、台湾の男性においては健康保険が公的なもののみである回答者が多い地域にいる健康保険が公的なもののみでない回答者が「老後財政能力懸念」をもつ可能性が低くなるという直観に反する効果がみられる一方、韓国の男性においては健康保険が公的なもののみである回答者が多い地域にいる健康保険が公的なもののみでない回答者が「老後財政能力懸念」をもつ可能性が高くなるという直観に合った効果がみられる。

おわりに

本稿では 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か国における健康状態・老後不安に対する個人レベル・地域レベルの政策関連変数の影響の比較分析を行った。まず、東アジア4か国における各種の健康状態・老後不安に関する年齢階級別差異のクロス集計の結果を比較検討した後、健康状態・老後不安に関するカテゴリー変数を従属変数として、それらに対する政策関連要因の影響についての予備的なマルチレベル2項ロジット分析の結果を比較検討した。その際、個人レベルの変数とそれに基づく地域レベルの変数の交差項を投入した。

クロス集計の結果から日本では他の3か国よりも高齢化していることもあり、健康状態が悪いことを示すような指標が多いが、他の3か国ほど急激に年齢とともに悪化しない傾向があることが示された。日本では女性よりも男性の方が健康状態が悪いことを示すような指標が多いが、他の3か国ではむしろ女性の方が健康状態が悪いことを示すような指標が多い。他方、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不安は、いずれも比較的高い水準で、女性の方が老後が長いため高い。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

ようにも見受けられる。

比較可能なモデルによる分析では4カ国のいずれにおいても個人レベルの社会保障関連変数と環境関連変数の健康状態に対する影響と社会保障関連変数の老後不安に対する影響が見いだされたが、台湾では影響がみられない場合もあった。医療抑制経験がある場合に健康状態が悪い傾向は4カ国でみられたが、健康保険が公的なものみの場合に健康状態が悪い傾向は日本・韓国・台湾の男性に限定的にしか見られなかった。他方、環境関連変数のうちでは騒音被害が深刻であると考える場合に健康状態が悪い傾向が日本の男女、韓国の男性、中国の女性でみられたが、大気汚染が深刻であると考える場合に健康状態が悪い傾向は韓国の女性と台湾の男性でしかみられなかった。しかし、日本の男性では水質汚染が深刻であると考える場合に慢性病がない傾向が見られたが、健康状態の悪い者による水質汚染が深刻である地域からの転出という逆方向の因果関係の可能性も考えられる。

地域レベルの変数やそれと個人レベルの変数の交差項の影響は限定的にしか見いだされなかった。医療抑制経験がある回答者が多い地域にいる医療抑制経験がある回答者が、日韓の女性では痛みによる支障がある傾向と中国の男性では慢性病をもつ傾向があったり、大気汚染が深刻であると考える回答者が多い地域にいる大気汚染が深刻であると考える回答者が日本の男性では主観的不健康である傾向と台湾の男性では痛みによる支障がある傾向があったりすることは予想通りの方向の影響であるが、韓国の男性において医療抑制経験がある回答者が多い地域にいる医療抑制経験がある回答者が慢性病をもたない傾向、韓国の女性において大気汚染が深刻であると考える回答者が多い地域にいる大気汚染が深刻であると考える回答者が主観的不健康でない傾向、中国の男性において大気汚染が深刻であると考える回答者が多い地域にいる大気汚染が深刻であると考える回答者が慢性病をもたない傾向のように逆方向の影響をもつ場合もあった。地域レベルの変数は交差項と逆方向の影響をもっている場合もあるが、単独で不健康をもたらす場合もある。

「老後身体能力懸念」「老後決断能力懸念」については4カ国の男女において医療抑制経験が正の効果をもつが、「老後財政能力懸念」については台湾の男女と中国の男性では有意な効果をもたない。健康保険が公的なもののみであることは日本の男女、韓国の女性、中国の男性で限定的に正の効果をもつにすぎない。地域レベルの変数やそれと個人レベルの変数の交差項の影響は限定的にしか見いだされず、予想と逆の方向のものもあった。

以上における4カ国比較分析の結果、個人レベルの政策関連変数の効果の方向が男女間で共通する場合、国家間で共通する場合があることが示された。4カ国のいずれにおいても医療抑制経験が悪い健康状態や老後不安に関連していることは医療サービスや健康保険に関する政策に改善の余地があることを示す。また、中国では健康保険が公的なもののみであることの影響があまりみられず、公的健康保険のみに加入する回答者が多いことによる可能性やその負担水準が低いことによる可能性があるため、改善の余地があろう。また、日本を含め、地域レベルの変数やそれと個人レベルの変数との交差項があまり大きな効果をもっていないことも示された。個人レベル・地域レベルの社会保障関連変数や環境関連変数が必ずしも予想とおりの方向に作用しない場合があることについては、健康状態が悪いと環境が悪い地域から転出するという等による逆方向の因果関係を反映している可能性も考えられる。これは横断面調査の分析であるため、やむを得ない面もある。

地域レベルの社会保障関連変数は地域間の健康関連サービスへのアクセスに関する格差を反映している可能性があるが、本稿で用いた形式のマルチレベル分析ではその影響を十分にとらえていない可能性がある。今後の実証研究での課題としては別の形式のマルチレベル分析も必要となる。さらに、各種の健康状態・老後不安について別個の分析を行うのではなく、複合指標を用いた分析も必要であろう。同時に、各国について比較可能なマクロデータを収集し、健康関連サービスへのアクセス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ろう。

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

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.

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.

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.

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 (1999a) "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(1999b) 「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 (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 (2005a) 「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 (2005b) “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,” *Japanese Journal of Population*, 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 (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, pp.65-81.
- 小島宏 (2010) 「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.
- 小島宏(2013) 「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(2014a) 「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」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25年度総括報告書, pp.103-139.
- 小島宏 (2014b) 「東アジアにおける宗教と健康 EASS2010の比較分析」『早稲田社会科学総合研究』, 第15巻, 第2号, pp.1-32.
- 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.
- 穴戸邦章(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』大阪商業大学比較地域研究所, pp.45-56.
- 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.
- Wang, Jichuan, Haiyi Xie and James H. Fisher (2012) *Multilevel Models: applications using SAS*. Berlin/Boston: Higher Education Press and Walter de Gruyter.

国 男女 年齢階級	1)主観的 不健康	2)痛みに よる支障 なし	3)慢性病 あり	4)老後身 体能力懸 念	5)老後決 断能力懸 念	6)老後財 政能力懸 念
日本						
男性	29.0%	57.5%	47.9%	70.8%	50.9%	49.4%
(N)	1154	1154	1154	1154	1154	1154
20-29歳	13.2%	75.5%	17.0%	65.1%	53.8%	61.3%
30-39歳	22.8%	65.5%	25.1%	71.9%	52.6%	57.3%
40-49歳	20.7%	62.1%	29.0%	75.1%	48.5%	58.6%
50-59歳	27.9%	60.9%	48.7%	68.5%	45.2%	50.8%
60-69歳	33.2%	56.1%	66.0%	72.1%	53.8%	43.9%
70歳以上	42.2%	40.2%	69.9%	69.9%	51.4%	37.3%
女性	29.1%	52.4%	43.5%	75.0%	53.8%	52.9%
(N)	1342	1342	1342	1342	1342	1342
20-29歳	19.2%	61.5%	18.5%	71.5%	47.7%	62.3%
30-39歳	20.0%	56.2%	21.4%	76.7%	46.2%	59.5%
40-49歳	25.6%	53.8%	32.5%	79.5%	59.8%	67.5%
50-59歳	26.4%	55.4%	43.7%	77.5%	55.8%	52.8%
60-69歳	29.9%	54.3%	57.2%	70.1%	52.2%	38.5%
70歳以上	45.9%	38.6%	69.1%	74.1%	57.5%	45.2%
韓国						
男性	19.7%	52.4%	27.6%	45.5%	34.3%	36.8%
(N)	725	725	725	725	725	725
20-29歳	6.9%	62.6%	9.9%	32.1%	20.6%	29.0%
30-39歳	10.2%	63.9%	10.2%	31.9%	27.1%	28.3%
40-49歳	20.7%	53.0%	24.4%	43.9%	36.0%	41.5%
50-59歳	21.9%	49.1%	42.1%	60.5%	46.5%	46.5%
60-69歳	26.0%	44.2%	46.8%	59.7%	42.9%	39.0%
70歳以上	51.4%	20.0%	62.9%	65.7%	42.9%	41.4%
女性	28.2%	33.5%	34.3%	60.1%	45.7%	50.6%
(N)	808	808	808	808	808	808
20-29歳	13.2%	47.1%	11.6%	34.7%	30.6%	43.0%
30-39歳	12.3%	46.1%	15.2%	53.9%	39.2%	46.6%
40-49歳	14.8%	38.3%	26.5%	60.2%	49.5%	51.5%
50-59歳	29.5%	24.8%	44.8%	70.5%	53.3%	54.3%
60-69歳	60.8%	10.1%	68.4%	84.8%	55.7%	62.0%
70歳以上	78.8%	10.1%	78.8%	74.7%	54.5%	54.5%
台湾						
男性	25.7%	39.4%	33.9%	64.6%	45.2%	46.1%
(N)	1047	1047	1047	1047	1047	1047
20-29歳	28.1%	35.9%	8.9%	68.2%	49.0%	58.3%
30-39歳	27.3%	40.0%	17.1%	70.2%	54.6%	58.0%
40-49歳	17.1%	45.3%	32.6%	67.4%	50.3%	48.6%
50-59歳	20.8%	40.1%	41.6%	64.5%	41.6%	39.1%
60-69歳	30.9%	37.4%	54.0%	56.8%	36.7%	35.3%
70歳以上	33.1%	36.8%	65.4%	54.9%	32.3%	28.6%
女性	29.4%	32.9%	32.1%	77.3%	59.7%	55.1%
(N)	1087	1087	1087	1087	1087	1087
20-29歳	23.9%	35.5%	8.1%	79.2%	68.5%	63.5%
30-39歳	26.8%	32.4%	11.7%	80.4%	65.4%	61.5%
40-49歳	24.9%	33.3%	19.1%	78.7%	61.3%	61.3%
50-59歳	27.9%	36.9%	39.1%	81.0%	65.4%	56.4%
60-69歳	36.3%	28.6%	63.7%	73.1%	47.8%	39.6%
70歳以上	42.4%	29.6%	66.4%	68.0%	44.0%	42.4%
中国						
男性	16.1%	54.8%	31.5%	64.6%	45.4%	48.3%
(N)	1838	1838	1838	1838	1838	1838
20-29歳	3.0%	75.2%	5.6%	44.9%	29.1%	40.6%
30-39歳	5.6%	70.3%	15.4%	65.6%	45.1%	44.8%
40-49歳	14.5%	55.9%	24.6%	67.8%	48.1%	55.0%
50-59歳	19.8%	49.9%	40.4%	66.2%	47.8%	49.6%
60-69歳	27.4%	38.8%	55.1%	73.0%	53.2%	52.9%
70歳以上	32.2%	29.9%	59.9%	65.0%	44.1%	39.0%
女性	21.0%	43.1%	37.2%	71.1%	55.0%	56.6%
(N)	1964	1964	1964	1964	1964	1964
20-29歳	3.1%	64.0%	8.0%	60.5%	45.6%	47.1%
30-39歳	9.2%	56.9%	17.0%	69.1%	49.4%	59.9%
40-49歳	19.1%	46.3%	30.4%	73.0%	59.6%	60.0%
50-59歳	28.9%	34.2%	51.6%	75.7%	57.0%	58.8%
60-69歳	33.8%	28.3%	65.4%	74.6%	60.0%	56.7%
70歳以上	43.5%	13.1%	73.3%	71.2%	57.6%	49.2%
(資料)	EASS2010マイクロデータ					

独立変数 カテゴリー	老後身体能力懸念													
	日本男性				日本女性				韓国男性				韓国女性	
	個人のみ	地域交差項			個人のみ	地域交差項			個人のみ	地域交差項			個人のみ	地域交差項
個人レベル変数														
定数項	0.2112	0.1928	0.2792	0.5030	0.5226	0.5645 #	-0.9345 **	-0.9392 **	-0.8827 *	-0.9189 **	-0.9789 **	-0.8548 *		
年齢階級														
30-39歳	0.2599	0.2586	0.2464	0.2835	0.2854	0.2900	-0.0250	-0.0302	-0.0215	0.9009 ***	0.8814 ***	0.9034 ***		
40-49歳	0.5080 #	0.4968 #	0.4934 #	0.4717 #	0.4755 #	0.4895 #	0.4343 #	0.4122 #	0.4401 #	1.1116 ***	1.0907 ***	1.1092 ***		
50-59歳	0.1507	0.1403	0.1340	0.4529 #	0.4592 #	0.4677 #	1.0967 ***	1.1092 ***	1.1027 ***	1.3122 ***	1.3074 ***	1.3005 ***		
60-69歳	0.3004	0.2929	0.2673	0.1264	0.1354	0.1369	0.9618 **	0.9322 **	0.9711 **	1.6098 ***	1.5910 ***	1.6156 ***		
70歳以上	0.2121	0.2008	0.1832	0.2735	0.2975	0.2889	1.2244 ***	1.1981 ***	1.2276 ***	0.6407	0.6051	0.6199		
学歴														
小卒以下	-0.3761	-0.3683	-0.3554	-0.0863	-0.0878	-0.0877	-0.2393	-0.2502	-0.2384	1.3708 ***	1.3749 ***	1.3712 ***		
中卒	0.4748 *	0.4989 *	0.5129 *	0.0339	0.0305	0.0305	0.1818	0.1934	0.1937	0.5522 #	0.5954 #	0.5429 #		
短大卒	0.0579	0.0514	0.0657	0.0682	0.0762	0.0684	0.1166	0.0824	0.1138	0.0722	0.0629	0.0514		
大卒以上	0.4251 **	0.4442 **	0.4203 *	0.0850	0.0939	0.0907	0.0126	-0.0008	0.0212	0.1161	0.1181	0.0955		
階層別														
上位階層	-0.1870	-0.1877	-0.1918	-0.3428 #	-0.3483 #	-0.3534 *	0.0287	0.0167	0.0239	0.3704	0.3774	0.3756		
下位階層	0.1093	0.1094	0.1067	0.0256	0.0251	0.0232	0.4133 *	0.4271 *	0.4159 *	0.0613	0.0525	0.0588		
居住地特性														
大都市	0.1285	0.1941	0.1064	0.5145	0.5148	0.5047	0.0331	0.0501	0.0149	-0.1990	-0.2073	-0.1943		
郊外	-0.0589	-0.0327	-0.0943	0.1257	0.1221	0.1306	-0.0048	0.0218	-0.0094	-0.1720	-0.1787	-0.1508		
農村	0.0842	0.0667	0.1001	0.0780	0.0819	0.0772	0.3274	0.3514	0.3231	-0.2135	-0.2323	-0.1845		
健康保険														
公的のみ	0.2203	0.0999	0.2201	0.2118	0.2630 #	0.2141	0.1717	0.0865	0.1678	0.1518	0.3007	0.1541		
医療抑制経験														
あり	0.5251 **	0.5382 **	0.6760 *	0.7190 ***	0.7260 ***	0.6173 **	0.7573 ***	0.7485 ***	0.7183 **	0.8930 ***	0.8722 ***	0.6863 *		
地域レベル変数														
公的のみ高率	-	0.0620	-	-	-0.0961	-	-	0.2298	-	-	0.2040	-		
医療抑制高率	-	-	-0.2156	-	-	-0.2460	-	-	-0.1305	-	-	-0.1663		
地域×個人														
公的高率×公的のみ	-	0.3899	-	-	-0.1781	-	-	-0.0788	-	-	-0.1320	-		
抑制高率×抑制経験	-	-	-0.3204	-	-	0.3740	-	-	-0.0026	-	-	0.4932		
ケース数	1154	1154	1154	1342	1342	1342	725	725	725	808	808	808		
地域数	6	6	6	6	6	6	13	13	13	13	13	13		

(資料) EASS2010マイクロデータ
(注) # p < 0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

独立変数 カテゴリー	老後身体能力懸念													
	台湾男性				台湾女性				中国男性				中国女性	
	個人のみ	地域交差項			個人のみ	地域交差項			個人のみ	地域交差項			個人のみ	地域交差項
個人レベル変数														
定数項	0.6837 *	0.8160 **	0.6679 *	1.4268 ***	1.4631 ***	1.3621 ***	-0.7144 **	-0.7512 **	-0.6906 **	-0.0261	-0.0037	-0.0945		
年齢階級														
30-39歳	0.0845	0.1266	0.0856	0.0418	0.0417	0.0448	0.7757 ***	0.7839 ***	0.7745 ***	0.3375 #	0.3450 *	0.3382 #		
40-49歳	0.1149	0.1186	0.1271	-0.1684	-0.1684	-0.1650	0.7768 ***	0.7888 ***	0.7697 ***	0.5178 **	0.5241 **	0.5122 **		
50-59歳	-0.0416	-0.0645	-0.0473	-0.0573	-0.0885	-0.0607	0.6921 ***	0.6882 ***	0.7021 ***	0.5947 **	0.5862 **	0.5892 **		
60-69歳	-0.4490 #	-0.4290 #	-0.4462 #	-0.4567 #	-0.4619 #	-0.4669 #	0.9936 ***	1.0081 ***	0.9964 ***	0.5849 **	0.5800 **	0.5829 **		
70歳以上	-0.5342 #	-0.5285 #	-0.5480 #	-0.7162 #	-0.7147 #	-0.7422 *	0.6052 **	0.6078 **	0.6058 **	0.4242 #	0.4197 #	0.4165 #		
学歴														
小卒以下	0.3670	0.3424	0.4001 #	-0.0619	-0.0616	-0.0567	0.3904 *	0.4040 *	0.3870 *	0.1521	0.1667	0.1498		
中卒	-0.4151 #	-0.4109 #	-0.4398 #	-0.3375	-0.3334	-0.3532	0.2333	0.2457 #	0.2213	0.2427	0.2423	0.2366		
短大卒	-0.0473	-0.0828	-0.0252	0.1537	0.1507	0.1660	-0.1005	-0.0906	-0.1108	-0.2319	-0.2220	-0.2394		
大卒以上	0.1016	0.1119	0.1082	-0.4590 #	-0.4747 #	-0.4422 #	-0.0511	-0.0443	-0.0424	0.0640	0.0735	0.0661		
階層別														
上位階層	0.1731	0.1550	0.1737	-0.6711 **	-0.6712 **	-0.6701 **	0.0451	0.0606	0.0424	-0.1441	-0.1421	-0.1509		
下位階層	0.2603	0.2572	0.2709	0.5396 *	0.5550 *	0.5469 *	0.5363 ***	0.5361 ***	0.5340 ***	0.4645 ***	0.4632 ***	0.4669 ***		
居住地特性														
大都市	-0.1754	-0.2451	-0.1681	0.1221	0.1044	0.1183	-0.1071	-0.1396	-0.1573	-0.0736	-0.0952	-0.0861		
郊外	-0.0039	-0.0273	0.0079	0.4726 *	0.4873 *	0.4202 #	0.2462	0.2316	0.2195	0.0565	0.0467	0.0797		
農村	-0.4637 *	-0.4260 *	-0.4571 *	0.1875	0.2338	0.2299	0.0620	0.0583	0.0614	-0.0012	0.0067	-0.0053		
健康保険														
公的のみ	-0.0708	-0.2503	-0.0541	-0.1886	-0.1611	-0.1853	0.2290 #	0.2654	0.2296 #	0.1400	0.1502	0.1377		
医療抑制経験														
あり	0.2969 *	0.2778 #	0.2671	0.2909 #	0.2912 #	0.3127 #	0.2388 *	0.2540 *	0.2746 #	0.4840 ***	0.4904 ***	0.4973 ***		
地域レベル変数														
公的のみ高率	-	-0.4999 *	-	-	-0.1214	-	-	0.1740	-	-	0.0220	-		
医療抑制高率	-	-	-0.0556	-	-	0.2728	-	-	-0.0199	-	-	0.2689		
地域×個人														
公的高率×公的のみ	-	0.7130 *	-	-	-0.0632	-	-	-0.2394	-	-	-0.1691	-		
抑制高率×抑制経験	-	-	0.2128	-	-	-0.1013	-	-	-0.0318	-	-	-0.0881		
ケース数	1047	1047	1047	1087	1087	1087	1838	1838	1838	1964	1964	1964		
地域数	18	18	18	19	19	19	31	31	31	31	31	31		

(資料) EASS2010マイクロデータ
(注) # p < 0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

独立変数 カテゴリー	老後決断能力懸念													
	日本男性				日本女性				韓国男性				韓国女性	
	個人のみ	地域交差項		個人のみ	地域交差項		個人のみ	地域交差項		個人のみ	地域交差項			
個人レベル変数														
定数項	-0.1004	-0.0455	-0.0565	-0.3633	-0.3276	-0.3463	-1.3917 ***	-1.4357 ***	-1.3711 **	-0.9377 **	-0.9457 **	-0.8797 **		
年齢階級														
30-39歳	-0.0869	-0.0910	-0.0873	-0.0869	-0.0830	-0.0707	0.3042	0.3120	0.2963	0.4676 #	0.4532 #	0.4444 #		
40-49歳	-0.2132	-0.2088	-0.2161	0.4856 *	0.4931 *	0.4938 *	0.6389 *	0.6392 *	0.6415 *	0.8576 ***	0.8363 **	0.8299 **		
50-59歳	-0.3652	-0.3597	-0.3637	0.3694	0.3847 #	0.3948 #	0.9531 **	0.9623 **	0.9610 **	0.7139 **	0.6873 *	0.6758 *		
60-69歳	-0.0882	-0.0875	-0.0943	0.2793	0.2935	0.3061	0.7042 *	0.6890 *	0.7006 *	0.3265	0.2793	0.3077		
70歳以上	-0.2024	-0.2023	-0.2041	0.4596 #	0.4911 *	0.4935 *	0.5563	0.5425	0.5512	0.1538	0.0781	0.1294		
学歴														
小卒以下	-0.2068	-0.2025	-0.2159	0.0038	0.0081	0.0050	0.1891	0.1881	0.2181	0.7595 *	0.7806 *	0.7677 *		
中卒	0.2441	0.2424	0.2479	-0.2138	-0.2183	-0.2242	0.2482	0.2367	0.2533	0.2223	0.2540	0.2294		
短大卒	0.1130	0.1090	0.1165	0.0204	0.0309	0.0386	0.0925	0.0934	0.0802	-0.0886	-0.0898	-0.1120		
大卒以上	0.0462	0.0385	0.0377	-0.2158	-0.2067	-0.2034	-0.1998	-0.1998	-0.2012	-0.2037	-0.2069	-0.2253		
階層階級														
上位階層	0.0072	0.0040	0.0098	-0.2336	-0.2399	-0.2457	0.2129	0.2273	0.2167	-0.2581	-0.2674	-0.2194		
下位階層	0.0103	0.0072	0.0081	0.2047	0.2034	0.2037	0.3294 #	0.3383 #	0.3580 #	0.0199	0.0185	0.0200		
居住地特性														
大都市	0.1341	0.1150	0.1171	0.3297	0.3176	0.3248	-0.1660	-0.1814	-0.1782	-0.1729	-0.1536	-0.1677		
郊外	-0.0434	-0.0615	-0.0547	0.2932 #	0.2878 #	0.2798 #	-0.0126	-0.0087	-0.0090	-0.0757	-0.0597	-0.0551		
農村	0.0290	0.0362	0.0390	0.0418	0.0410	0.0425	0.5078 #	0.5180 #	0.4984 #	-0.0544	-0.0964	-0.0703		
健康保険														
公的のみ	0.3521 **	0.3035 *	0.3455 **	0.2229 #	0.2308	0.2326 #	0.0903	0.1721	0.0802	0.2462	0.4028	0.2210		
医療抑制経験														
あり	0.2904 *	0.2938 *	0.2467	0.4496 ***	0.4556 ***	0.5174 **	0.5179 *	0.5181 *	0.6946 *	0.8065 ***	0.8007 ***	0.8622 **		
地域レベル変数														
公的のみ高率	-	-0.1960	-	-	-0.1772	-	-	0.1966	-	-	0.0371	-		
医療抑制高率	-	-	-0.1474	-	-	-0.1573	-	-	-0.0796	-	-	-0.0834		
地域×個人														
公的高率×公的のみ	-	0.1941	-	-	-0.0450	-	-	-0.2707	-	-	-0.3935	-		
抑制高率×抑制経験	-	-	0.1506	-	-	-0.1449	-	-	-0.4491	-	-	0.1161		
ケース数	1154	1154	1154	1342	1342	1342	725	725	725	808	808	808		
地域数	6	6	6	6	6	6	13	13	13	13	13	13		

(資料) EASS2010マイクロデータ
(注) # p < 0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

独立変数 カテゴリー	老後決断能力懸念													
	台湾男性				台湾女性				中国男性				中国女性	
	個人のみ	地域交差項		個人のみ	地域交差項		個人のみ	地域交差項		個人のみ	地域交差項			
個人レベル変数														
定数項	-0.3825	-0.3229	-0.3761	0.5764 *	0.7144 *	0.6224 *	-1.3684 ***	-1.3914 ***	-1.3119 ***	-0.5150 #	-0.5582 *	-0.5703 *		
年齢階級														
30-39歳	0.3245	0.3783 #	0.3336	-0.0487	-0.0520	-0.0276	0.6098 **	0.6055 **	0.6241 ***	0.0559	0.0630	0.0580		
40-49歳	0.3358	0.3402	0.3619	-0.2366	-0.2468	-0.2145	0.6500 ***	0.6500 ***	0.6637 ***	0.4651 **	0.4718 **	0.4677 **		
50-59歳	-0.0449	-0.0542	-0.0511	-0.0131	-0.0380	0.0068	0.6074 **	0.6174 **	0.6063 **	0.3212 #	0.3374 #	0.3400 #		
60-69歳	-0.2559	-0.2238	-0.2521	-0.6611 *	-0.6707 *	-0.6486 *	0.7301 ***	0.7389 ***	0.7369 ***	0.4798 *	0.4932 *	0.4986 *		
70歳以上	-0.4612	-0.4564	-0.4753 #	-0.7166 *	-0.7345 *	-0.6873 *	0.3166	0.3302	0.3226	0.3502	0.3606	0.3463		
学歴														
小卒以下	0.0190	0.0092	0.0714	-0.0770	-0.0834	-0.1036	0.6084 ***	0.6034 ***	0.5977 ***	0.3085 #	0.2940 #	0.3109 #		
中卒	-0.3746	-0.3529	-0.3886 #	-0.1751	-0.1732	-0.2014	0.1760	0.1735	0.1737	0.2062	0.1967	0.2065		
短大卒	-0.0384	-0.0534	-0.0243	0.2036	0.1983	0.1699	0.0528	0.0502	0.0487	-0.2283	-0.2202	-0.2360		
大卒以上	0.3298 #	0.3471 #	0.3365 #	0.0308	-0.0014	0.0147	0.0790	0.0803	0.0844	-0.0450	-0.0409	-0.0547		
階層階級														
上位階層	0.0243	0.0018	0.0477	-0.6983 ***	-0.7031 ***	-0.7462 ***	-0.0140	-0.0260	0.0014	0.1946	0.1883	0.1994		
下位階層	0.4135 *	0.4110 *	0.4349 **	0.4794 *	0.4904 *	0.4618 *	0.2643 *	0.2633 *	0.2733 **	0.5865 ***	0.5947 ***	0.5933 ***		
居住地特性														
大都市	-0.1846	-0.2348	-0.2046	0.0764	0.0408	0.0388	-0.1811	-0.1465	-0.2151	-0.2962 #	-0.2712	-0.3512 *		
郊外	0.1234	0.1281	0.1356	0.3187 #	0.3281 #	0.2981 #	0.0897	0.1238	0.0179	-0.0434	-0.0184	-0.0995		
農村	-0.5113 *	-0.4941 *	-0.5428 **	0.0303	0.0993	0.0074	0.1112	0.0931	0.0997	0.0666	0.0729	0.0659		
健康保険														
公的のみ	0.1364	-0.0513	0.1715	-0.2287	-0.2790	-0.2127	0.2689 *	0.2334	0.2607 *	0.0221	0.0077	0.0175		
医療抑制経験														
あり	0.2550 #	0.2378 #	0.2540 #	0.2824 *	0.2850 *	0.2352 *	0.1673 #	0.1809 #	0.1029	0.2576 **	0.2589 **	0.3578 **		
地域レベル変数														
公的のみ高率	-	-0.3323	-	-	-0.3676	-	-	-0.0052	-	-	0.2014	-		
医療抑制高率	-	-	-0.1820	-	-	-0.0888	-	-	-0.2139	-	-	0.2979		
地域×個人														
公的高率×公的のみ	-	0.6831	-	-	0.1748	-	-	0.1447	-	-	-0.0587	-		
抑制高率×抑制経験	-	-	0.1309	-	-	0.1135	-	-	0.2845	-	-	-0.3912 #		
ケース数	1047	1047	1047	1087	1087	1087	1838	1838	1838	1964	1964	1964		
地域数	18	18	18	19	19	19	31	31	31	31	31	31		

(資料) EASS2010マイクロデータ
(注) # p < 0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

日本・韓国の男女における「老後財政能力懸念」の関連要因：マルチレベル2項ロジット分析結果

老後財政能力懸念											
日本男性			日本女性			韓国男性			韓国女性		
個人のみ	地域交差項		個人のみ	地域交差項		個人のみ	地域交差項		個人のみ	地域交差項	
0.0457	0.0438	0.0961	0.3124	0.3477	0.3641	-0.8676 *	-1.0233 *	-0.8968 *	-0.6054 *	-0.6120 *	-0.5699 #
-0.2445	-0.2455	-0.2504	-0.2511	-0.2492	-0.2398	-0.0803	-0.0588	-0.1163	0.1997	0.2013	0.1871
-0.1069	-0.1104	-0.1161	0.1795	0.1843	0.1934	0.3783	0.3659	0.3853	0.4093 #	0.4126 #	0.3932
-0.4504 #	-0.4526 #	-0.4521 #	-0.4129 #	-0.4041 #	-0.3951 #	0.4143	0.4196	0.4168	0.3041	0.2849	0.2814
-0.8095 **	-0.8125 **	-0.8300 ***	-0.9873 ***	-0.9744 ***	-0.9688 ***	-0.0416	-0.0395	-0.0536	0.1381	0.1362	0.1279
-1.1117 ***	-1.1143 ***	-1.1244 ***	-0.7763 **	-0.7482 **	-0.7513 **	-0.0580	-0.0765	-0.0496	-0.3250	-0.3571	-0.3542
0.1514	0.1543	0.1566	-0.2110	-0.2178	-0.2145	0.5001	0.5026	0.4745	0.6531 #	0.6525 #	0.6625 #
0.6784 ***	0.6844 ***	0.7026 ***	0.0933	0.0907	0.0915	0.5805 #	0.5755 #	0.5613 #	0.0107	-0.0123	0.0142
0.3149	0.3137	0.3226	0.0501	0.0626	0.0604	0.0702	0.0831	0.0545	-0.0722	-0.1014	-0.0902
0.2166	0.2203	0.2102	-0.4249 *	-0.4172 *	-0.4153 *	-0.3290	-0.3269	-0.3432	-0.0245	-0.0352	-0.0440
-0.2403	-0.2413	-0.2419	-0.6213 ***	-0.6263 ***	-0.6301 ***	-0.3732	-0.3554	-0.3424	-0.1626	-0.1544	-0.1493
0.1993	0.1995	0.1990	0.4236 *	0.4239 *	0.4223 *	0.4448 *	0.4480 *	0.4665 *	0.4421 *	0.4527 *	0.4396 *
0.3696	0.3830	0.3502	0.6215 *	0.6280 *	0.6245 *	0.0914	0.1033	0.0900	-0.1295	-0.1841	-0.1350
0.1786	0.1842	0.1587	0.0946	0.0934	0.0979	0.0279	0.0222	0.0209	0.1624	0.1467	0.1645
0.0919	0.0888	0.1022	0.1313	0.1296	0.1283	-0.0208	-0.0481	-0.0494	0.0372	0.0541	0.0699
0.1917	0.1603	0.1849	0.0936	0.1248	0.0949	-0.0318	0.0134	-0.0426	0.3058 #	0.3741 #	0.3034 #
0.4821 **	0.4854 **	0.5085 **	0.6565 ***	0.6650 ***	0.6324 ***	0.8591 ***	0.8546 ***	1.1566 *	0.6691 ***	0.6693 ***	0.5181 ***
-	0.0028	-	-	-0.1531	-	-	0.5417 #	-	-	0.2322	-
-	-	-0.1675	-	-	-0.2369	-	-	0.1335	-	-	-0.0310
-	0.0957	-	-	-0.1295	-	-	-0.1660	-	-	-0.4629	-
-	-	-0.0738	-	-	0.0967	-	-	-0.3433	-	-	0.3676
1154	1154	1154	1342	1342	1342	725	725	725	808	808	808
6	6	6	6	6	6	13	13	13	13	13	13

EASS2010ミクロデータ
p < 0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

表7b 台湾・中国の男女における「老後財政能力懸念」の関連要因：マルチレベル2項ロジット分析結果

老後財政能力懸念												
独立変数 カテゴリー	台湾男性			台湾女性			中国男性			中国女性		
	個人のみ	地域交差項		個人のみ	地域交差項		個人のみ	地域交差項		個人のみ	地域交差項	
個人レベル変数	0.5666 *	0.7212 *	0.5812 *	0.7746 **	0.8505 **	0.8128 *	-0.7095 **	-0.7135 **	-0.6647 **	-0.5063 *	-0.4450 #	-0.5985 *
定数項	-0.0577	-0.0291	-0.0502	-0.0975	-0.0979	-0.0917	0.0822	-0.0833	-0.0826	0.3678 *	0.3780 *	0.3742 *
年齢階級	-0.4397 #	-0.4274 #	-0.4011 #	-0.2807	-0.2856	-0.2672	0.2132	0.2165	0.2125	0.2944 #	0.2918 #	0.2967 #
30-39歳	-0.9840 ***	-0.9964 ***	-0.9915 ***	-0.6440 *	-0.6595 *	-0.6429 *	-0.0259	-0.0229	-0.0271	0.1682	0.1670	0.1838
40-49歳	-1.2944 ***	-1.2871 ***	-1.3115 ***	-1.3461 ***	-1.3534 ***	-1.3417 ***	0.0386	0.0452	0.0456	0.0325	0.0258	0.0369
50-59歳	-1.6883 ***	-1.6788 ***	-1.7150 ***	-1.3054 ***	-1.3144 ***	-1.2958 ***	-0.5672 *	-0.5649 *	-0.5742 *	-0.2856	-0.2972	-0.2941
60-69歳	0.3963	0.3627	0.4437 #	0.1264	0.1225	0.1226	0.7861 ***	0.7841 ***	0.7803 ***	0.6492 ***	0.6597 ***	0.6650 ***
70歳以上	-0.2927	-0.3094	-0.2894	0.0561	0.0580	0.0544	0.4290 **	0.4272 **	0.4262 **	0.3388 *	0.3308 *	0.3454 *
学歴	-0.2211	-0.2477	-0.1975	0.0251	0.0206	0.0442	0.1023	0.0991	0.0970	-0.2511	-0.2452	-0.2514
小卒以下	-0.2629	-0.2605	-0.2371	-0.4511 *	-0.4746 *	-0.4454 *	-0.4454 #	-0.4383 #	-0.4461 #	-0.2932	-0.2894	-0.3001
中卒	-0.3808 #	-0.3978 #	-0.3659	-1.0670 ***	-1.0733 ***	-1.0742 ***	-0.2532	-0.2552	-0.2442	-0.2863	-0.2950	-0.2843
短大卒	0.5218 **	0.5217 **	0.5339 **	0.5598 **	0.5720 **	0.5790 **	0.5359 ***	0.5346 ***	0.5362 ***	0.5361 ***	0.5345 ***	0.5404 ***
大卒以上	-0.1679	-0.2060	-0.1458	0.0353	0.0141	0.5790	-0.3752 *	-0.3801 *	-0.3761 *	-0.1340	-0.1779	-0.1419
階層傾度	0.0117	-0.0056	0.0303	0.3155 #	0.3251 #	0.3188 #	0.0677	0.0730	0.0416	0.0261	0.0068	0.0111
上位階層	-0.5338 *	-0.4550 *	-0.5354 *	0.0882	0.1444	0.0679	0.3524 **	0.3480 **	0.3508 **	0.1685	0.1770	0.1608
下位階層	0.1951	0.0939	0.2205	-0.0469	-0.0533	-0.0475	-0.0126	-0.0142	-0.0132	-0.0375	-0.0494	-0.0394
居住地特性	0.0531	0.0371	-0.1286	0.0510	0.0525	-0.0263	0.1052	0.1066	0.0495	0.3156 **	0.3221 **	0.4451 ***
大都市	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
郊外	-	-0.5759 *	-	-	-0.2039	-	-	0.0175	-	-	-0.0790	-
農村	-	-	-0.2956	-	-	-0.1368	-	-	-0.1631	-	-	0.3277
健康保険	-	0.4145	-	-	0.0350	-	-	-0.0011	-	-	-0.0907	-
公的のみ	-	-	0.7290 #	-	-	0.2765	-	-	0.2178	-	-	-0.4242 #
医療抑制経緯	1047	1047	1047	1087	1087	1087	1838	1838	1838	1964	1964	1964
あり	18	18	18	19	19	19	31	31	31	31	31	31

(資料) EASS2010ミクロデータ
(注) # p < 0.10, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

韓国の少子化対策の成果と限界 第2次基本計画から第3次基本計画へ

横浜国立大学 相馬 直子

韓国の少子化対策は、「第1次低出産・高齢社会基本計画」(2006～2010年)、「第2次低出産・高齢社会基本計画」(2011～2015年)が展開されてきた。現在、「第3次低出産・高齢社会基本計画」策定へ向けて、議論がなされている途上である。本稿では、韓国の少子化の現状と原因の外観をふまえ、韓国少子化対策の成果と限界の韓国国内の議論を整理し、日本への示唆を考察することを目的とする。

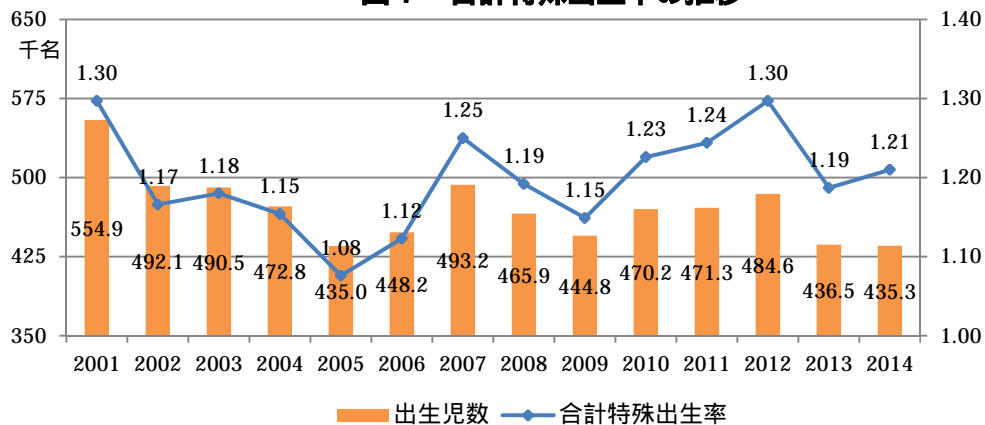
一、韓国の少子化の現状

1. 出生率の推移

韓国の出生率の推移

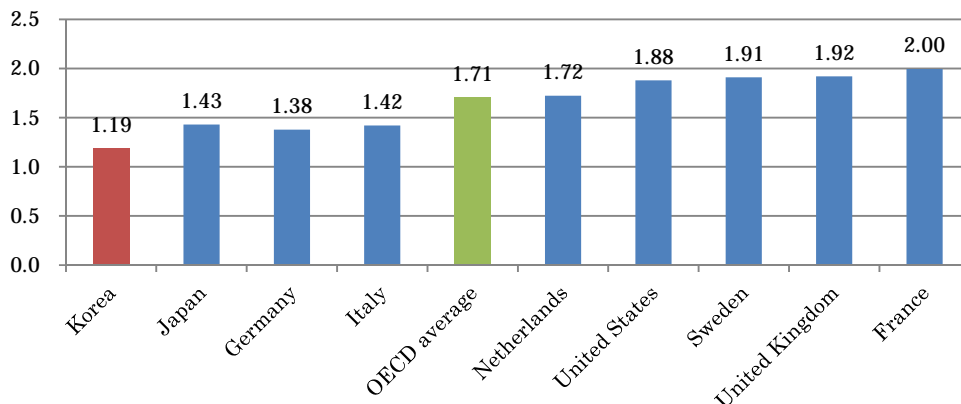
韓国の合計特殊出生率は、2014年1.21であり、前年の2013年より回復したものの、2001年以降1.3以下が続き、OECD諸国の中で最低水準である。出生児数も持続的に減少している(図1、図2)。二度に渡る「低出産・高齢社会基本計画」の推進にもかかわらず、出生率の下げ止まりは依然として見られない。

図1 合計特殊出生率の推移



出典:韓国統計庁

図2 OECD主要国家の合計特殊出生率(2012)

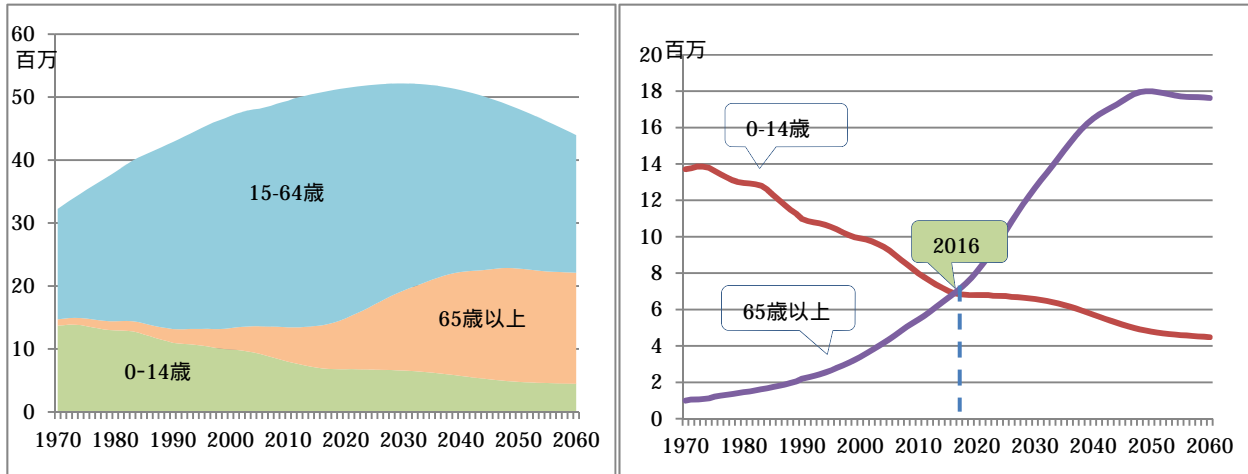


注:韓国、日本は2013年データ。

2. 人口動態および人口構成

急速な低出産・高齢化の進展は、人口構造の深刻な変化をもたらす。現行の傾向が続いた場合、高齢人口は徐々に増加する一方で、青少年人口は大幅に減少し、労働供給の基盤となる生産可能人口が減少する見通しである。2016年を基点に、青少年人口が高齢人口より少なくなる「人口逆転現象」が発生する(図3)。

図3 人口構造の変化推移



出典: 韓国統計庁(2010) 『将来人口推計』

二、韓国の少子化の原因

周知のとおり、韓国における少子化の原因は、大きく人口学的要因と社会経済的要因の二つの側面から議論されている。

1. 人口学的要因

未婚・晩婚化

韓国において、超少子化の進展と関連がある人口学的要因の一つとして、未婚化・晩婚化傾向が指摘できる。25~29歳の未婚率は、1995年の47.1%から2010年に77.5%まで上昇し、とりわけ出産が最も多いと予想される女性の未婚率は、同期間で29.6%から69.3%まで大幅に増加した。同時に、30代の未婚率も同期間で大幅に増加した(表1、図4)。

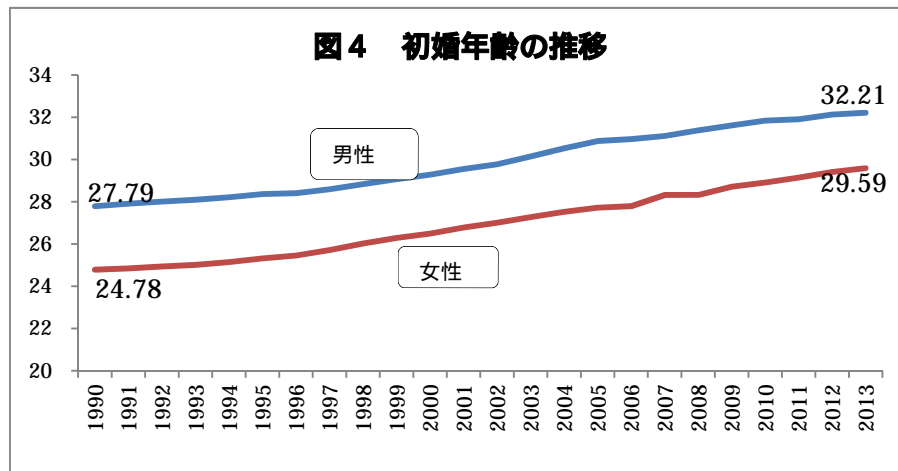
また、統計庁によると、男性の平均初婚年齢は、1990年の27.8歳から2013年には32.21歳と、約4.4歳増加し、女性の平均初婚年齢は、同期間で24.8歳から29.6歳と、約4.8歳増加した。すなわち、男性に比べて女性の平均初婚年齢が相対的に早く増加した。女性の平均初婚年齢の上昇は、女性の妊娠可能期間の短縮を意味する。

表1 25 - 44 歳 未婚人口の割合

単位: %

		25-29	30-34	35-39	40-44	Total
1995	Total	47.1	13.2	5.0	2.3	17.9
	Female	29.6	6.7	3.3	1.9	11.0
	Male	64.4	19.4	6.6	2.7	24.5
2000	Total	55.6	19.5	7.5	3.8	21.6
	Female	40.1	10.7	4.3	2.6	14.5
	Male	71.0	28.1	10.6	4.9	28.6
2005	Total	70.6	30.2	13.0	6.1	28.8
	Female	59.1	19.0	7.6	3.6	21.3
	Male	81.8	41.3	18.4	8.5	36.3
2010	Total	77.5	39.8	19.7	10.3	35.2
	Female	69.3	29.1	12.6	6.2	27.6
	Male	85.4	50.2	26.7	14.4	42.6

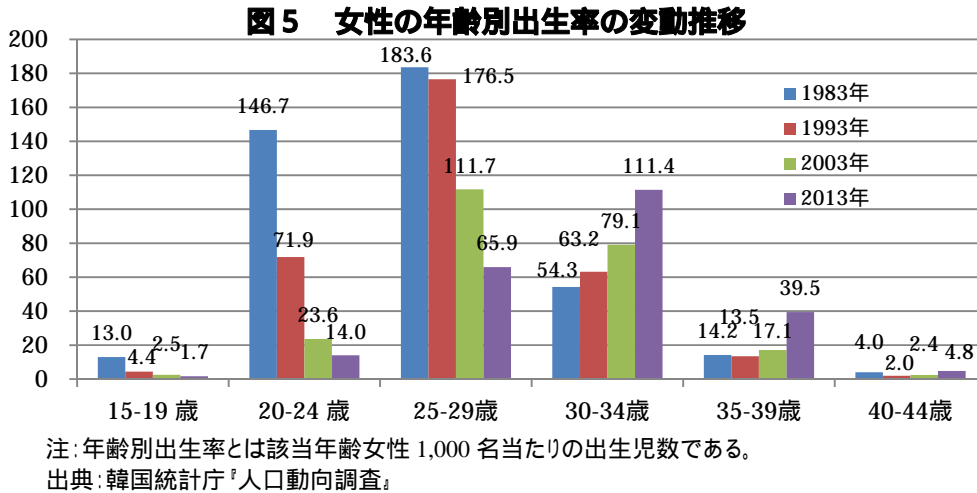
出典: 女性政策研究院(2014) 『2013 韓国のジェンダー統計』 p.103



出典: 韓国統計庁

晩産化

もう一つの人口学的要因としては、未婚・晩婚化に起因する晩産化傾向が挙げられる。女性の年齢別出生率の推移で見ると、10代・20代の出生率は持続的に減少してきたのに対し、30代・40代の出生率は増加傾向になっている。特に、大きな変動幅を見せたのは20代の出生率であり、20代前半は1983年の146.7‰から2013年に14‰と、20代後半は1993年の189.3‰から2013年の65.9‰と、急激に減少してきた。一方、30代の出生率は、晩婚化傾向と伴って、30～34歳で1983年の54.3‰から2013年の111.4‰と、35～39歳で14.2‰から39.5‰と大幅に増加した(図5)。



2. 社会経済的要因

次に、韓国における少子化の原因を社会経済的要因からみると、主に 若年層の雇用不安定、養育・教育費の負担、仕事と家庭の両立困難から整理できる。

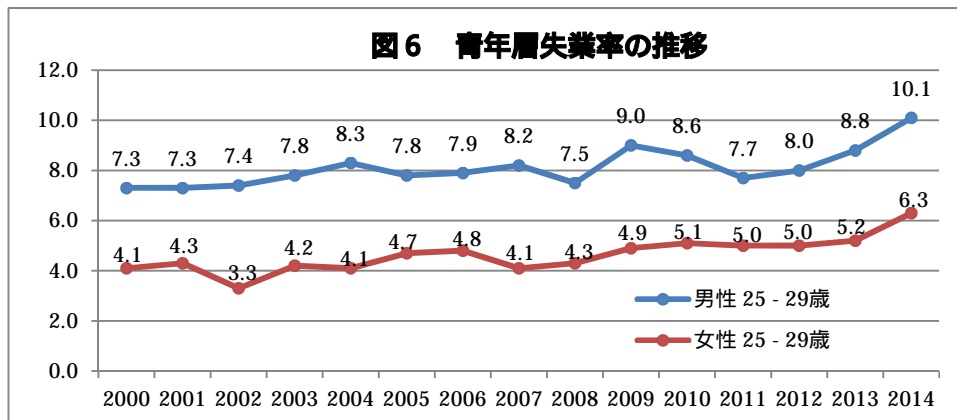
若年層の雇用・生活不安定

若者の所得・雇用不安定の問題は、結婚や出産の障碍となり、近年の不景気においては、未婚男女の結婚や出産に大きな影響を与え、少子化の一つの経済的要因となる。「2009 年全国結婚および出産動向調査」結果によると、30 代前半の未婚男性の主な結婚しない理由としてもっとも多いのは、所得不安定(14.3%)と雇用不安定(13.9%)でした。また、20 代後半男性もこの二つの項目について、それぞれ 13.8%、14%と多く答えている。また、2000 年以降の青年層失業率も漸次上昇し、2014 年では男性が 10.1%、女性が 6.3%を記録している(図6)。

表2 未婚男女(30-34 歳)が結婚しない理由

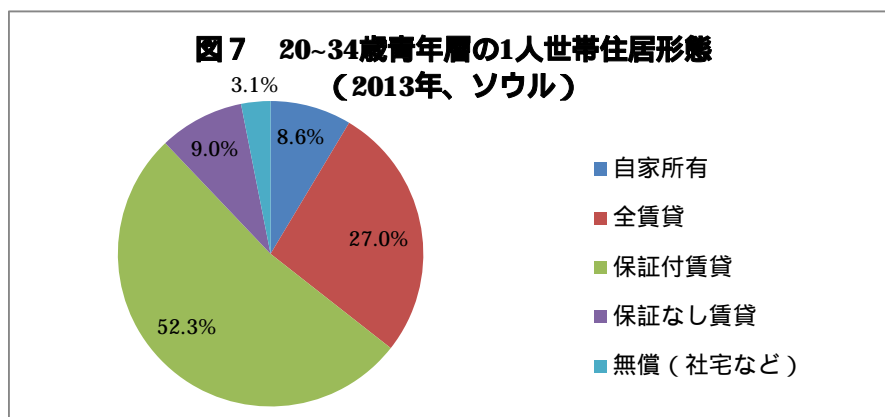
	所得不安定		雇用不安定	
	男性	女性	男性	女性
2005 年	14.3%	3.9%	13.2%	5.8%
2009 年	14.3%	8.5%	13.9%	4.4%

出典：『第2次低出生・高齢社会基本計画(2011-2015)』p.10



このように、青年層の所得・雇用不安定な状況に加え、住宅や賃貸の価格が相対的に高いという住宅難の問題が、青年世代の結婚や出産を延期する一つの社会経済的要因と言われるようになった。ソウル青年層の住居形態調査からみると、自家所有の割合はわずか8.6%に過ぎず、約9割の人は賃貸生活をしている。そのうち、全賃貸(高額の保証金を預け、毎月賃貸は支払わない形式の賃貸)は3割弱を占めており、ほかの6割は一般賃貸である(図7)。

一方、住宅難問題が青年層の負担となり、少子化の一つの主要的要因となることは、「6無世代」という言葉からも考えられる。「6無世代」とは、雇用、所得、住宅、愛、結婚、子ども、希望の喪失した世代という意味で使われる。これは、青年世代における少子化の社会経済的要因を集約的に表している。



出典:国土交通部・韓国住宅総会社(2014)『幸福住宅案内資料』

養育・教育費負担

これまで、子ども一人未満の既婚女性が出産を中断した理由として、子どもの教育や養育にかかる経済的負担が多く挙げられてきた。実際、これを理由としてあげた人は、2005年の27.9%から2009年には43.4%まで増加し、養育・教育費負担感の緩和に至っていない(表3)。

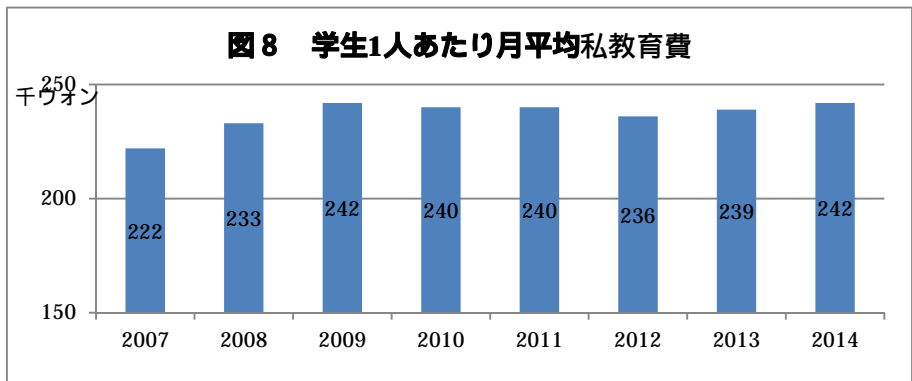
なお、子育てにおいて、もっとも負担となるのは私教育費である。統計庁の私教育費調査結果(2010)によると、全国の小中高学生の73.6%は私教育を受けており、学生一人当たりの月平均私教育費は24万ウォンと、OECD諸国の中で最高である(図8)。

一方で、乳幼児の保育・教育費の親負担状況からみると、親負担費用は増加してきたものの、対所得比で見た場合にはやや軽減されている。しかし、階層別に見ると、施設利用の乳幼児家庭については、低所得層の方が高所得層に比べて高い(図9)。

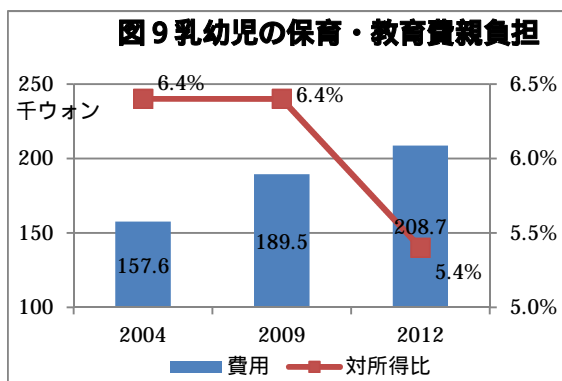
表3 子ども一人未満の既婚女性(20-39歳)の主要出産中断理由

		所得/雇用安定	子育て費用負担	子ども教育費負担	仕事と家庭の両立困難	価値観変化	不妊など
2005	全体	18.5%	9.9%	18.0%	9.1%	19.7%	24.8%
	就業	24.4%	7.6%	13.4%	11.8%	21.8%	21.0%
	未就業	14.1%	11.5%	21.8%	7.1%	17.9%	27.6%
2009	全体	18.6%	16.7%	26.7%	6.0%	15.0%	16.9%
	就業	20.0%	8.6%	22.9%	14.3%	21.9%	12.4%
	未就業	17.7%	20.8%	28.6%	2.2%	12.1%	19.0%

出典:『第2次低出産高齢社会基本計画』p.31



出典: 韓国統計庁

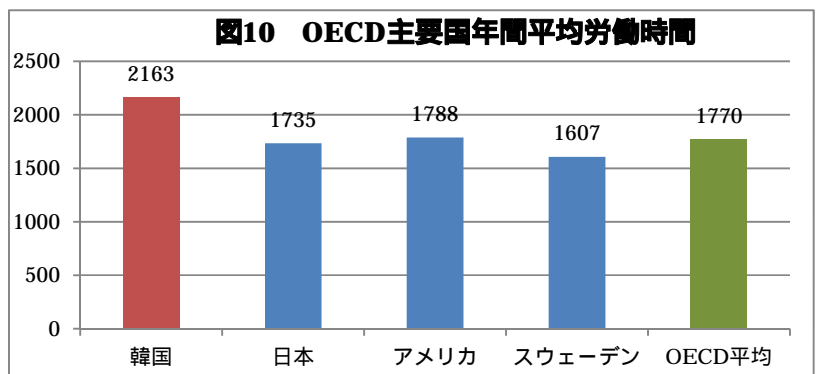


出典: 『2012 保育実態調査』

	全体乳幼児		機関利用乳幼児	
	費用	対所得比	費用	対所得比
全体	208.7	5.40%	161.7	5.00%
下層	98.4	5.40%	99.5	6.50%
中層	165.4	4.90%	129.1	4.40%
上層	377.5	6.00%	260.6	4.50%

仕事と家庭の両立困難

年間勤労時間は、OECD 諸国の中で最高水準である(図10)。育児休暇制度の導入が2000年代後半から進み、出産休暇を取得した人の68.6%(2012年)が育児休暇を取得している。男性の育児休暇の取得者数も急増している(表4)。



出典: OECD Statistics.

表4 育児休暇取得率

		2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
出産休暇取得者数		38,541	41,104	48,972	58,368	68,526	70,560	75,742	90,290	93,394
育児休業 取得者数	計	9,304	10,700	13,670	21,185	29,145	35,400	41,733	58,137	64,069
	育児/出産	24.1%	26.0%	27.9%	36.3%	42.5%	50.2%	55.1%	64.4%	68.6%
	女性	9,123	10,492	13,440	20,875	28,790	34,898	40,914	56,735	62,279
	男性	181	208	230	310	355	502	819	1,402	1,790

注：出産休暇取得者数は、出産前後休暇給与の受給者数であり、育児休業取得者数は、育児休業給与の受給者数である。

出典：韓国統計庁

三、少子化対策の展開

1. 少子化対策の推進課題

1) 少子化対策の重点推進課題(第1次と第2次基本計画の課題、基本方向の変更点)

韓国の少子化対策は、現在、2011～2015年を対象とする第2次基本計画(セロマジプラン)の終了時期に入っている。第1次と第2次を比較すると、政策領域が保育支援中心から仕事と家庭の両立などの総合的アプローチへ変更し、政策の主要対象も低所得家庭を中心としたことから共働き家庭へと政策方向が変更された。また、推進方式として、第1次基本計画の際には政府主導で行ってきたが、第2次基本計画では社会全体での共助(汎社会的政策共助)が強調されている(表5)。

表5 第1次と第2次基本計画の基本方向の変更

	第1次基本計画	第2次基本計画
政策領域	保育支援中心	仕事と家庭の両立など 総合的アプローチ
主要対象	低所得家庭	共働き等働く家庭
推進方式	政府主導	汎社会的政策共助

2. 少子化対策の内容：第2次基本計画を中心に

(1) 経済的支援策

普遍的な保育料・幼児教育費支援策

ここ数年で急速な保育料支援の拡大がなされ、韓国は専業主婦・共働きに両方に無償保育政策が打ち出されてきた。専業主婦層への無償保育に対しては批判も多く、その見直しが議論されている(相馬 2013)。

表6 保育料・幼児教育費支援

	保育料			幼児教育費
	政府支援		親負担	
	基本保育料	バウチャー	追加保育料 (ソウル基準)	
0歳	361,000	394,000	—	—
1歳	174,000	347,000	—	—
2歳	115,000	286,000	—	—
3歳	—	220,000	43,000	国公立：60,000 私立：220,000
4歳	—	220,000	34,000	
5歳	—	220,000	34,000	

出典：『保育事業案内』、『幼児教育費支援計画』

各種手当支援策

表7 家族関連現金支援現況

政策	保育所未利用児童の養育手当(2013)	養子縁組児童の養育手当	ひとり親家族の児童養育費	障害児手当
支援対象	満5歳未満の児童、全階層	養子縁組児童一般(~15歳未満) 障害(~18歳未満)	最低生計費130%未満のひとり親家族の児童(満12歳未満)	次上位階層以下の障害児童(満18歳未満)
支援金額	0~1歳:月20万 満1~2歳:月15万 満2~5歳:10万	一般:月15万ウォン 障害:重症(月627,000ウォン) 軽症(月551,000ウォン)	10万ウォン/月 25歳以上の未婚のひとり親家族、祖孫家庭の5歳未満児童には5万ウォン追加支援	重症:基礎生活受給者(20万ウォン) 次上位階層(15万ウォン) 軽症:10万ウォン

出典:福祉ro (<http://www.bokjiro.go.kr/nwel/bokjiroMain.do#>)

財政的優遇支援策

表8 経済的支援

事業名	事業内容	支援対象および支援内容
税制支援 (所得控除)	基本控除	・子ども1人あたり150万ウォン
	追加控除	・6歳未満子ども1人あたり100万ウォン ・出産、養子縁組の当該年度の該当こどもに200万ウォン
	多子追加控除	・子どもが2人の場合、追加で50万ウォン ・子どもが2人以上の場合、1人あたり追加で100万ウォン
	教育費控除(限度)	・乳幼児1人あたり300万ウォン ・小中高1人あたり300万ウォン ・大学生1人あたり900万ウォン ・障害人特殊教育費全額
	医療費控除(限度)	・子ども医療費のうち、総給与の3%超過金額(最大700万ウォン)
	保険料控除(限度)	・子ども保障型保険料(最大700万ウォン)
税制支援 (非課税)		・保育手当:月10万ウォン限度
国民年金出産クレジット	国民年金加入者の場合、第2子以上出産の際には加入期間を追加認定	・第2子以上出産した国民年金加入者(子どもの数によって12~50ヶ月認定) ・1人あたり年平均260千ウォン

出典:『第2次低出産・高齢社会基本計画』

(2) サービス支援策

国公立保育施設の拡充

韓国において、全体の保育施設の供給は不足していないものの、地域あるいは施設類型によって不均衡の問題が存在する。とりわけ、国・公立保育施設の待機児童の問題である。2013年時点

で、全体の保育施設 43,770 ヶ所のうち国・公立保育施設は 2,232 ヶ所と、全体のわずか 5.3%に過ぎない。保育児童の数から見ても、全体の定員 1,486,980 人のうち、国・公立保育施設に通う保育児童数は 154,465 人と、全体の 1 割しか占めない。

国・公立保育施設の拡充支援策は、低所得層の密集地域や農漁村などの保育施設の供給率の低い脆弱地域に優先設置する。子ども数やアプローチ型、低所得層の比率、保育施設の供給状況などを考慮し、総合的な分析を通じて、優先設置地域を選定する。また、民間施設の購入や廃止洞事務所など公共建物の遊休空間の活用、共同住宅における設置義務の保育施設の利ニューラルなど、多様な支援策を活用する。

職場保育施設の設置

保育に対する企業の責任を強化し、企業労働者の保育負担を軽減するため、1991 年から職場保育施設を導入し、職場保育施設の設置および運営について支援している。具体的な支援内容については、以下の行を参照してほしい。

表9 職場保育施設設置支援

支援種類	支援内訳	支援限度	備考
無償支援	施設転換費	3 億ウォン (共通設置 6 億ウォン)	大企業: 所要額の 60% 優先支援対象企業、乳児障害児施設: 所要額の 80% 産業団地: 所要額の 90%
	遊具備品費	5 千万ウォン (交替費 3 千万ウォン)	
	教師人件費	保育教師、保育施設の長、炊事師 80 万ウォン / 月	優先支援対象企業 120 万ウォン / 月
	中小企業支援	120 万ウォン ~ 520 万ウォン / 月	保育施設の規模による
融資	施設建設費 施設購入費 施設賃貸費 施設改・補修費 施設転換費	7 億ウォン	返済: 5 年据置 5 年均等分割返済 利回り: 大企業 2%、優先支援対象企業(中小企業) 1% 限度: 最大 7 億ウォン(実所要額内) ・無償支援と融資を並行して最大 7 億ウォン(遊具備品費は別途) ・産業団地型共通職場保育施設は、無償支援と融資を合わせて最大 22 億ウォンまで支援 ・土地購入費は融資対象外である

現金支援のほかに、2005 年から常時勤労者 500 人以上または常時女性勤労者 300 人以上の企業に職場保育施設の設置を義務化している。職場保育施設の設置義務がある企業が設置していない場合には、保健福祉部と雇用労働部のホームページ、二つの日刊誌に 1 年間その事業主名を公表・掲載する。

新婚夫婦の住居負担の軽減

まず、新婚夫婦を対象にした住宅ローンの支援である。国民住宅基金の住宅購入、全賃貸ローンを借りる際に、新婚夫婦に限って無住宅期間制限を廃止し、「労働者・庶民全賃貸ローン」制度の所得資格条件を新婚夫婦に限って夫婦合計所得 5 千万ウォン未満に対して年 3.5%の低金利で支援(年間 2.5 兆ウォン)をしている。

また、新婚夫婦や社会初年生、大学生などを対象とした「幸福住宅」事業がある。これは、新婚夫婦や社会初年生などの若者世代の住居不安定問題を解消し、住居福祉の向上のために、低価で

公共賃貸住宅を供給することである。2017 年までに公共用地や都市再生用地、公企業の保有土を活用して 14 万世帯を供給する予定であり、現在、全国で 46,515 世帯に提供している。

(3) サービス支援策

家庭内保育の強化

アイドルボミサービスの拡大である。時間制ケアや乳児の終日制ケアの支援を拡大し、健康家庭基本の改訂を通じてアイドルボミ事業の法的根拠を明確にする。

家庭内ケアサービス資格および管理に対する法的根拠を用意し、ケア人材の教育支援を行う。

民間育児施設サービスの改善

評価認証制度指標の高度化や運営システムの合理化などを通じて民間保育サービスの質的向上を図る。具体的に、有効期間の満了した保育施設に対して再評価を実施こと、評価認証結果の公開、認証参加を誘導するためのインセンティブなどである。また、保育施設の評価認証制度と連携して、民間保育施設の公共型・自律型保育施設への転換を許可し、保育人材の専門性を向上させることなどがある。

需要者中心の育児支援サービスの拡大

共働き世帯のためのオーダーメイド型サービスを拡大する。時間延長保育の活性化のため、時間延長型保育料支援や時間延長保育教師の人件費支援を拡大する。

また、地域のケア事業の活性化である。全国の健康家庭支援センターを通じて、「家族結い」グループを構成し、子どものケアに対する結いや近隣間の連携を活性化させる。

私教育費軽減対策

「公教育の競争力向上を通じた私教育費軽減対策」を制定・推進する。学校自律化や教員評価制度などを通じて、公教育の競争力を強化し、入試制度の改善を通じて私教育の誘発要因を改善する。また、私教育による教育機会の格差を防止するため、EBS(教育放送)や放課後学校などの私教育代替サービスを強化する。

(4) 柔軟な働き方支援策

親支援としての育児休業制度

韓国の育児休業は、満 8 歳までの期間中、自由に時期と期間を定めて、1 年まで(共働き世帯の場合、夫婦合わせて最長 2 年)取得できる制度である。休業中は、休業前賃金の 40%が支給される。なお、2014 年 10 月より、男性の育児休業取得促進の観点から導入された「父親の月」制度において、2 番目に育児休業を取得した人の初めの 1 か月間は休業前賃金の 100%(上限 150 万ウォン)支給する。これは、一般的に男性の取得期間が 1 か月未満であり、短期間でも男性の育児休業取得を促進するためである。また、育児が親の共同責任であることを強調するため、「育児休業」という名称を「親育児休業」に変更する法律改定案を国会に提出している。

また、配偶者出産休暇制度があり、2008 年より、配偶者が出産した場合に、出産日から 3 日は有給で休暇が取得でき、さらに無給で 2 日の休暇が認められている。本制度において、休暇申請者が 3 日未満を申請したとしても、事業主は 3 日以上 of 休暇を付与しなければならない。

柔軟な働き方の拡散

公共部門において、5 分野 9 類型の多様で柔軟な勤務制度を導入する。詳細は表 10 を参照。また、「家族親和企業認証制度」の導入もされ、企業の積極的な導入を促進している。

表 10 柔軟な働き方の推進

区分	類型	概念	業務・政策対象
勤務形態 (Type)	時間制勤務 Part-time work	・Full-time 勤務より短い時間を勤務	すべての業務
勤務時間 (Time)	時差出退勤制度 Flex-time work	・1日8時間(40時間)勤務体制を維持 ・出勤・退勤時間を自律的に調整	すべての業務 育児中の者など
	勤務時間選択制 Alternative work schedule	・1日8時間に限らず週40時間範囲内で1日の勤務時間を自律的に調整	研究職、 育児中の者など
	集約勤務制 Compressed work	・総勤務時間(週40時間)を維持しながら集約勤務でより短い期間(5日未満)を勤務	研究職
	裁量勤務制 Discretionary work	・機関と公務員個人が別途契約によって与えられた業務の完了した際に勤務時間として認める制度	研究職、KTV 製作など
勤務方法 Why	集中勤務制 Core-time work	・核心勤務時間を設定し、この時間には会議、出張、電話などを志向し、業務に集中する	政策、企画業務機関など
勤務服装 Dress	柔軟服装制 Free-dress code	・年中に自由で便利な服装を着用する	すべての機関
勤務場所 Place	在宅勤務制 At-home work	・業務を自宅で行う	個別・独立的な業務、 障害人、育児中の者など
	遠隔勤務制 Telework	・住居地近隣の遠隔勤務事務室にて勤務 ・モバイル機器を利用して事務室以外の場所で勤務	

3. 少子化対策と財政

福祉支出の現状を見ると、韓国では OECD 平均(22%)の半分以下であることがわかる(表 11)。同高齢化率(韓国基準 2012 年の 11.8%)の時点を基準に、福祉支出の対 GDP 比を見ると、主要先進国のレベルに近づいている。2000~2009 年の公共社会福祉支出の増加率は、年平均 14.7%であり、OECD 平均(7.2%)の 2 倍である。なお、2009 年以降の公共社会福祉支出の対 GDP 比を見ると、2010 年に 9.2%、2011 年に 9.1%、2012 年に 9.3%と、停滞状態にある(表 12)。

韓国の少子化対策予算(表 13)は、2006 年の対 GDP 比 0.2%から、2013 年には対 GDP 比 1%ほどに増加している。なお、出生率の回復に成功したフランス(2009 年 3.98%)やスウェーデン(2009 年 3.75%)に比べて依然として低い水準である。一方で、少子化対策予算のうち、保育予算の対 GDP 比が 0.9%と、保育財政の割合が非常に高く、予算配分の優先順位やミスマッチの問題が存在する。保育財政(無償保育政策)の伸びが、2010 年 6.1 兆ウォンから 2013 年 12.2 兆ウォンと倍増し、それも見直しが議論されており、無償保育がいつまで続くかは不透明である。

表 11 福祉支出の現況(対 GDP 比, 2009 年, %)

区分	韓国	スウェーデン	フランス	ドイツ	日本	イギリス	アメリカ	OECD 平均
公共社会福祉支出	9.6	29.8	32.1	27.8	22.2	24.1	19.2	22.1
社会福祉支出	10.5	30.2	32.4	29	23	25	19.5	22.7

注: 公共社会福祉支出: 一般政府支出(公共扶助、福祉サービス等) + 社会保険(年金、健康保険等)

社会福祉支出: 公共社会福祉支出 + 法定民間支出(法定退職金、産前後休暇給与等)

韓国における 2012 年の公共社会福祉支出の対 GDP 比は、9.3%である。

出典: 関係部署合同(2014)『第 1 次社会保障基本計画(2014~2018)案』p.180

表 12 同高齢化率時点の公共社会福祉支出

	韓国	アメリカ	日本	オーストラリア	カナダ
比較年度	2012	1984	1989	1994	1993
公共社会福祉支出(%)	9.3	13.2	11	15.3	20.9

出典:関係部署合同(2014)『第1次社会保障基本計画(2014~2018)案』p.180

表 13 少子化対策予算対 GDP 比 (兆ウォン、%)

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
予算	2.1	3.1	3.8	4.8	5.9	7.6	11.1	13.5	14.9
対 GDP 比	0.22	0.3	0.34	0.42	0.47	0.57	0.81	0.95	-
保育財政					6.1	7.3	8.7	12.2	
対 GDP 比					0.5	0.6	0.6	0.9	-

注:2006~2013 年は実測値、2014 年は「韓国政府、2014 年度中央部署施行計画」上の予算である。

出典:イ・サムシク(2015)「人口政策の現況と課題」『保健福祉フォーラム』2015 年 1 月号、p.38

四、少子化対策の評価

では、以上の少子化対策がどのように評価されているのか。韓国保健社会研究院(2015)『第1次・第2次低出産・高齢社会基本計画における評価と示唆』(第4期第1次低出産・高齢社会委員会資料)からその議論を整理する。

1. これまでの少子化対策の成果

少子化対策の成果としては、以下の4点が挙げられている。

1. 女性に集中していた出産・子育て責任における国家・社会・男性役割分担の契機を用意
2. 健康な妊娠・出産のための国家支援体系の構築、ハイリスク妊娠などに対する体系的支援の強化
3. 「仕事中心」から「仕事と家族生活の調和」への転換の契機を用意
4. 人口問題解決のための汎政府対応体系の構築

財政投資の強化:基本計画予算(対 GDP 比)2006 年 0.5%—>2013 年 1.5%

そのうち、少子化対策において、2006 年 0.2%—>2013 年 1.0%

分野別の成果としては、「仕事と家庭の両立支援」「結婚・出産・子育て負担の軽減」「移民政策関連」として、諸政策の推進結果として、以下に整理できる(表 14~16)。

表 14 少子化対策推進成果:仕事と家庭の両立支援政策

	第2次基本計画制定時の問題点	第2次基本計画改善事項 (2014年基準)	推進結果
休暇休職制度の拡大・改善			
育児休職制度の改善	・低い育児休職給与、定額 50 万ウォン ・休職期間が長いほど雇用への復帰率が減少	・休職給与 40%定率制(上限 100 万ウォン、下限 50 万ウォン) ・給与の 15%を復帰後 6 か月継続勤務の場合に一括支給	・育児休業利用者:2010 年 41,733 名→2014 年 11 月 70,881 名
産前後休暇等の制度改善	・非正規職は利用しにくい	・妊娠・出産後の継続雇用支援金の支援を契約期間終了即時または出産後 15 か月以内 1 年以上の雇用契約締結の雇用主に拡大	・出産前後休暇利用:2009 年 58,368 名→2013 年 90,507 名 ・非正規職再雇用支援金:2013 年 286 名

柔軟な働き方の拡散			
柔軟な勤務制度の拡散	・硬直的勤務時間の慣行、柔軟な勤務による不利益に対する先入観などで導入したものの活用度が不十分	・柔軟な勤務制度関連の政府業務評価指標の強化 ・時間選択制度における一般職公務員の新規採用制度導入	賃金労働者のうち柔軟勤務制度の利用率： 2012年 13.4%→2013年 16.1%
柔軟な勤務形態の導入環境醸成	・短時間勤務者を全日制勤務者と同一に1人と算定(追加雇用の企業に不利) ・短時間勤務者採用時、全日制勤務者に比べて低い割合で算定(政府支援上不利)	・柔軟な勤務制度の導入環境を醸成するため、常時勤務者数の算定基準を改善 ・柔軟な勤務制度に対する広報及び先進事例の発掘・推進 ・スマートワークセンターの構築及び運営	・スマートワークセンターの利用機関：2011年 38カ所→2013年 137カ所
ファミリー・フレンドリー職場・社会環境の醸成			
職場保育施設の設置及び活性化	・職場保育施設の設置義務事業主における義務履行状況が低調	・認定基準の緩和(5階設置可能、屋外遊び場、近所遊び場選択可能) ・設置費支援の拡大(単独3億ウォン、共同6億ウォン) ・教師人件費の拡大(120万ウォン) ・義務未履行企業の公表	・義務事業主のうち職場保育施設の設置：2010年 312カ所(義務事業主の37.5%)→2013年 534カ所(49.7%)
ファミリー・フレンドリー社会環境の醸成	・超過勤務の慣行 ・長時間勤務の持続	・コンサルティング、教育広報、指導監督など	月平均勤務時間：2010年 184.7時間→2014年 10月 181.1時間

出典：イ・サムシク(2015)「人口政策の現況と課題」『保健福祉フォーラム』2015年1月号、p.44

表 15 少子化対策推進成果：結婚・出産・子育て負担の軽減

	第2次基本計画制定時の問題点	第2次基本計画改善事項 (2014年基準)	推進結果
家族形成に有利な環境醸成			
新婚夫婦の住居負担の軽減	・所得基準が厳しく、共働き新婚夫婦のほとんどが除外(勤労者・庶民住宅購入ローン：夫婦合計年間所得 2000万ウォン未満、住宅賃貸資金ローン：夫婦合計年間所得 3000万ウォン未満)	・住宅購入資金ローン：夫婦合計 6000万ウォン、初めて 7000万ウォン ・勤労者庶民住宅賃貸資金：夫婦合計 5500万ウォン ・住宅特別供給(幸福住宅等)	
妊娠・出産に対する支援拡大			
妊娠・分娩脆弱地域に対する医療支援強化	・脆弱地域の産婦人科、診療インフラ不足 ・高危険妊娠の増加による低体重児や未熟児の増加	・分娩脆弱地域における産婦人科設置・運営、機器費用、運営費用の支援 ・新生児集中治療室の拡充費用支援(施設・機器費用 15億ウォン、運営費 1.4億ウォン)	・分娩脆弱地域： 2011年 52市・郡→2014年 46市・郡 ・新生児集中治療室： 2011年 1,355カ所→2012年 10月 1,444カ所
妊娠・出産費用支援の拡大	・妊娠・出産診療費の提供、不妊夫婦への支援が不十分	・全国世帯月平均所得 150%未満の不妊夫婦への補助生殖術支援(6回) ・妊娠・出産診療費支援 50万ウォン	不妊夫婦支援： 2010年 62,412件→2013年 64,584件
母性および乳幼児健康管理の強化	・高齢妊娠などの高危険妊娠、低体重出生児、未熟児の増加	・マザーセイフプログラム ・乳幼児健康診断サービス ・高危険妊婦への別途診療費支援	
産婦・新生児への	・核家族化などによって、産後調理院	・全国月平均所得 50%未満の家庭	・産婦新生児ヘルパーの

ルパー支援	の利用が増加(費用負担、感染危険など)	(所得水準によって差等支援)	受給者: 2010年 57,299名→ 2013年 58,569名
出産・子育て費用の支援拡大			
保育・教育費支援の拡大	・子育て家庭の経済的負担軽減	・保育料支援を全階層に拡大	
養育手当の支援拡大	・保育施設未利用の乳児における養育手当の受給が不十分	・養育手当対象の拡大(0~満5歳児、全階層)	養育手当受給者: 2010年 68千名→ 2013年 10月 1,033千名
多子家庭に対する社会的優遇拡大	・多子家庭への優遇雰囲気への定着努力	・第2子以上の大学生に国家奨学金優先支給 ・多子家庭税制支援、住宅支援(供給量拡大、ローン金利優遇)	
私教育費軽減対策の推進	・私教育機関利用の子ども増加	・「公教育正常化促進特別法」発議 ・私教育費軽減案を模索するための国民インライン政策討論会の開催 ・不法・脱法運営学院の指導・点検	
多様で質の高い養育支援インフラ拡充			
脆弱地域における国・公立保育施設の拡充	・保育施設供給の地域別、施設類型間の不均衡	・国・公立保育施設の新築 ・共同住宅リフォームなど	・国・公立保育施設の拡充:2013年 97カ所 ・農村共同アイドルボムセンター:2013年 3カ所 ・移動式遊び場:2013年 3カ所
民間育児施設のサービス改善	・民間育児施設に対する親の低い満足度	・評価認証管理の強化 ・公共型保育施設の拡大(2013年 1,492カ所) ・補修教育の拡大(2013年 65,667名)	・民間保育施設の満足度:2009年 3.61→2012年 3.7
利用者中心の育児支援サービスの拡大	共働き増加、夜間勤務などの勤労形態や勤労時間の多様化により、多様な保育サービスへのニーズ	・保育教師人件費支援の拡大 ・保育施設の事前利用申請制度の導入及び施行 ・共同育児分かち合い場の拡大(2013年 72カ所)	・乳児、時間延長、休日、24時間保育施設:2010年 8,136カ所→2013年 10,274カ所
アイドルボミサービスの拡大	多様なケアニーズに満たさない	・低所得層就業親への時間制支援(2013年 4.7万世帯) ・小学校放課後児童支援時間の拡大(720時間)	
乳児に対する家庭内ケアの活性化	信頼して預けられる家庭内ケアサービスの不足	・アイドルボミ事業終日制、年齢 24か月まで拡大 ・民間ベビーシッター教育	

出典:イ・サムシク(2015)「人口政策の現況と課題」『保健福祉フォーラム』2015年1月号、p.46

表 16 少子化対策推進成果: 移民政策関連

	第2次基本計画制定時の問題点	第2次基本計画改善事項(2014年基準)	推進結果
外国国籍同胞、外国人材活用			
外国国籍同胞の活用および優秀外国人材の誘致	・同胞における社会統合の容易性および同民族力量強化の次元から入国および就業優遇の必要性 ・グローバル経営を通じた国家競争力	・在外同胞の中で特別帰化および簡易帰化などの国籍取得要件を満たした場合には永住権(F-5)付与。	在外同胞(F-4)資格の国内在留者数:158,714名(2013.11)

	強化のための国家間海外優秀人材誘致の深化	・同胞技術教育制度の施行 ・優秀人材誘致のための電子ビザ制度を導入(2013.3) ・ポイント評価制度による居住資格(F-2)付与	
外国人雇用許可制度の早期定着	・外国人勤労者が韓国生活の中で経験する様々な問題の解決と社会的適応のための政府次元の支援および事後管理の不足 ・雇用許可制の運営過程において、企業ニーズの反映不十分	・外国人材相談センターを通じた相談・滞在活動支援および外国人勤労者権利保護協議会の運営 ・導入人材に対する年中供給計画を事前に確立および人材不足業種の追加雇用支援 ・熟練外国人材活動のための誠実勤労者再入国制度の適用対象の拡大	
多文化社会適応社会統合プログラムの活性化	・結婚移民者のための政策を推進してきたものの、政策領域間の連携不足などでシナジー不足 ・血統重視の伝統的影響で外国人に対する排他的人種差別の行為が存在するものの、多文化社会への適応教育は不十分	・多文化家族支援センターを通じた one-stop サービス、子どもに対する言語および教育サービスの提供 ・外国人総合案内センターを通じた国内滞在外国人の社会的適応支援 ・外国人と共にする文化教室 ・ユネスコスクールネットワークなどを通じた国民認識改善	・2014年 217カ所 ・2013年相談件数：1,249,050件 ・文化教室：2013年 323カ所 ・ユネスコスクール：2013年 166カ所

出典：イ・サムシク(2015)「人口政策の現況と課題」『保健福祉フォーラム』2015年1月号、p.48

2. これまでの少子化対策の限界

一方で、少子化対策の限界については、「 . 投資増加や多様な政策の実行に対して、出生率の向上に失敗。保育などの必要条件は設けたものの、十分条件は欠如している」¹⁾ . 人口変動の社会経済的影響に対する対応の不十分。社会・経済体質改善に消極的」といったことが指摘されている。具体的な個別領域と関連させて、以下のような政策評価がなされている。

・投資増加や多様な政策の実行に対して、出生率の向上に失敗。保育などの必要条件は設けたものの、十分条件は欠如している

- 1) 政策間の不均衡による低い政策体感度
- 2) 少子化の主要原因である晩婚・未婚に対する対策の不足
- 3) 育児支援サービスの量的拡大にもかかわらず、多様なニーズや質的ニーズへの対応不足。子育て家庭の特性(親、子どもなど)を考慮しなかった画一的な12時間保育への投資に集中。
- 4) 生まれた子どもの健康で安全な成長のための体系的対策の不十分
- 5) ミクロ的アプローチによる社会構造的な原因などの根本的解決の不十分
 - 労働市場において、能力より学歴、出身校中心の雇用差別
 - 教育において、入試中心の教育における私教育費の増加
 - = > 子育ての高費用社会構造
 - = > 費用支援が重点であり、投資対効果が少ない
- 6) 制度の枠組づくりにもかかわらず、過去の文化・慣行持続のための仕事と家庭調和の実践の不備
 - ・長時間勤務：OECDのなかで最下位（年間労働時間データ）
 - ・結婚・出産時の経歴断絶
 - ・共働きの普遍化にもかかわらず、男性の育児・家事参加度が低い（男性の子育て・教育時間データ）
 - ・中小企業における仕事と家庭の調和のための実践支援が不十分

育児休業制度の運営:300人以上の事業主 98.0%、30~99人事業主 51.0% (2013)

・人口変動の社会経済的影響に対する対応の不十分。社会・経済体質改善に消極的。

- 1) 人口減少に対応する中長期総合対策の用意・実践が不十分
 - ・学齢人口減少への対応
 - ・国防人的資源減少への対応
 - ・農村空洞化への対応
- 2) 成長動力維持のための中長期総合対策の制定・実践が不十分
 - ・労働力不足へ対応する中長期総合対策の不足
 - ベビーブーム世代の退職の本格化による労働力不足が深刻
 - ・高齢化と連動した財政体系の改編
 - 労働力減少、内需緊縮→租税基盤の弱体化→財政収支の悪化

3. 今後の少子化対策の課題

『第3次基本計画の重点推進課題(案)』(第4期第1次低出産・高齢社会委員会資料)によれば、第3次基本計画のポイントとしては、「選択と集中」「構造的課題への対応」「実践・定着」がキーワードとして議論されている(表17)。

表17 第2次基本計画と第3次基本計画の相違点

第2次基本計画	第3次基本計画
<羅列式対策> 政策目標、標的化が不十分	<選択と集中> 晩婚、共働きに標的化
<現象的な問題に対処> 保育・出産支援プログラムが中心	<構造的課題への対応> 雇用、住居、教育など
<「制度導入」が中心> ベンチマークを通じた制度導入に集中	<「実践・定着」が重点> 環境醸成と文化・形態の革新

出典:保健福祉部「第3次基本計画面案」報道資料、2015.2.5

具体的な個別領域で見ると、以下のような点が重点課題として挙げられている。

- 1) 晩婚化の緩和
 - ・結婚文化・認識の改善:高費用婚礼文化の改善、青少年期結婚・出産教育の強化
 - ・新婚の住居負担の軽減:新婚夫婦用住宅供給の活性化、住宅資金支援方式の多様化
 - ・青年雇用の活性化:青年層の早い社会進出支援、能力中心採用文化の拡散
- 2) 共働き世帯の低い出生率への対応
 - ・公教育正常化を通じた私教育負担の軽減
 - ・安心保育システムの強化:運営・評価における親参加、良質の保育教師の養成および処遇改善
 - ・親のニーズに応じたオーダーメーダー型保育
 - ・企業における仕事と家庭の調和の定着:仕事と家庭の調和の実践力の向上、長時間労働の改善、職場保育所の設置拡大、中小企業における育児休業の活性化、育児期勤労時間短縮の期間・利用回数の拡大
 - ・男女平等的家族文化の拡散:男性育児休業の活性化
- 3) 出産・養育に対する社会的責任強化
 - ・妊娠・出産における国家責任強化

- ・子ども生活の質における満足度の向上
- ・子育ての社会的保護

五、結論

以上、韓国の少子化対策の現状と原因の概観をふまえ、その成果と限界についての韓国国内の議論を整理してきた。日本への示唆点としては、次の点が挙げられる。

第一に、少子化の問題を、結婚・出産・子育ての問題にとどまらず、雇用問題、住宅問題と構造的な問題としてとらえ、住宅政策も個別対策として具体化した体系化を行っている点である。第3次基本計画のキーワードにも、従来の、「現象的な問題への対処(保育・出産支援プログラム)から、「構造的な問題への対応(雇用、住居、教育など)」と打ち出されていた。若年失業率が漸次上昇し、若年雇用問題、住宅問題、教育問題への少子化対策としてのアプローチは、日本の少子化対策としても参考になる点が多いに含まれていると考える。

第二に、少子化対策としての移民政策分野の具現化である。韓国では、「外国国籍同胞の活用および優秀外国人材の誘致」「外国人雇用許可制度の早期定着」「多文化社会適応社会統合プログラムの活性化」といった分野について第二次計画の振り返りとその課題が提示されていた。日本も韓国のように、移民政策を少子化対策の軸として位置づけ、人材誘致から家族政策にわたり、その政策的課題を、「成長戦略」としてだけでなく、体系的な多文化家庭の家族政策として体系化していくことが求められる。

第三に、少子化対策に関する政策評価の体系化とその公表についてである。韓国では、上述したように「投資増加や多様な政策の実行に対して、出生率の向上に失敗。保育などの必要条件は設けたものの、十分条件は欠如」「人口変動の社会経済的影響に対する対応の不十分。社会・経済体質改善に消極的」と厳しい評価がなされ、個別政策の課題が具体的に列挙された体系的な政策評価が模索されている。日本でも政権ごとに少子化対策の計画が策定されているが、従来の少子化対策に対する体系的な政策評価については、新エンゼルプランの政策評価(総務省 2004)、「重要対象分野に関する評価書 少子化社会対策に関連する子育て支援サービス」(文部科学省)などが挙げられ、また、厚生労働省(2014)「21世紀出生児縦断調査及び21世紀成年者縦断調査特別報告書(10年分のデータより)」では、結婚・第一子出生、第二子出生、希望子ども数に関する貴重な分析がパネルデータをもとに提出されている。個別政策と出生率の因果関係は単純ではないが、日本でもこれまでの少子化対策の評価を体系化し、その成果と限界点を公表して国民的論議にすることが求められるのではないだろうか。

参考文献(韓国語)

- イ・サムシク(2015)「人口政策の現況と課題」『保健福祉フォーラム』2015年1月号、pp.36-49
- イ・サムシク(2014)『超低出産・超高齢社会の危機と対応方案』韓国保健社会研究院
- イ・サムシク、イ・ジヘ(2014)『超低出産現象の持続原因と政策対応』韓国保健社会研究院
- イ・サムシクほか(2013)『韓中日人口動向と人口戦略』韓国保健社会研究院
- イ・サムシク、チェ・ヒョジン(2012)『住居形態と結婚・出産間の連関性分析』韓国保健社会研究院
- 関係部署合同(2015)『第3次低出産・高齢社会基本計画制定方向』
- 関係部署合同(2015)『第3次低出産・高齢社会基本計画主要検討課題(案)』
- 韓国保健社会研究院(2015)『第1・2次低出産高齢社会基本計画における評価と示唆』
- 国土交通部・韓国住宅総会社(2014)『幸福住宅案内資料』
- シン・ユンジョン、イ・ジヘ(2012)『国家社会政策としての統合的な低出産政策の推進法案』韓国保健社会研究院
- ソ・ムンヒほか(2012)『2012保育実態調査』保健福祉部・育児政策研究所
- 大韓民国政府『第2次低出産・高齢社会基本計画(2011-2015)』
- チョン・ソンホ(2012)「低出産政策の効果性に関する研究」『韓国人口学』第35巻第1号、

pp.31-52.

チュ・ジェソンほか(2014)『韓国のジェンダー統計』韓国女性政策研究院

保健福祉部 http://www.mw.go.kr/front_new/index.jsp

教育部 <http://www.moe.go.kr/main.do>

国土交通部 <http://www.molit.go.kr/portal.do>

統計庁 <http://kostat.go.kr/portal/korea/index.action>

参考文献（日本語）

厚生労働省(2014)「21世紀出生児縦断調査及び21世紀成年者縦断調査特別報告書(10年分のデータより)の概況」

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：理論・計量・各国事例』ミネルヴァ書房、310-335.

総務省(2004)『少子化対策に関する政策評価書（新エンゼルプランを対象として）』

シンガポールにおける将来人口推計

菅 桂太

1. シンガポールにおける将来人口推計

Singapore National Population and Talent Division (2013)の「躍動的なシンガポールのための持続可能な人口 - 人口白書 (A Sustainable Population for a Dynamic Singapore - Population White Paper)」(以下、「人口白書」)によると、2012年には最初のベビーブーマー世代が65歳以上に達する。シンガポール市民人口にとってターニングポイントとなる年であったという。「人口白書」ではさらに、2020年からは現役世代人口が減少を開始、2025年からはシンガポール市民人口自体が減少を開始するとともに、今後2030年までの間に、90万人以上のシンガポール市民(市民人口4分の1以上)が65歳以上の高齢化社会を迎えることに警鐘をならしている。その上で、強いシンガポール人の核(a strong Singaporean core)を維持するため、(1)シンガポール人の核の礎である強固な家族の形成を支えるための結婚と家族形成パッケージ(Marriage & Parenthood Package)、(2)どれだけの移民人口を受け入れていくか、(3)シンガポール市民のための雇用を創出するために外国人労働者をどのように活用するか(低スキルの仕事やヘルスケア、高齢者ケア、家事メイド、建設労働等に従事させる)、(4)限られた国土をいかに効率的に利用していくかの3つに関する政府の政策を紹介している。人口の将来推計はシンガポールの人口政策、移民政策、家族政策、住宅政策、労働・雇用政策、国土政策、税制や社会保障といった幅広い政策立案の基礎として用いられている。

人口の将来推計はシンガポールにおける政策立案にとって欠くことのできないものであるにも関わらず、広く利用可能なものはそれほど多くはない。先出の「人口白書」にも、「シンガポール統計局」を出典として、2012年から2060年のシンガポール市民人口の推移、2012年と2030年の年齢別シンガポール市民人口、2012年と2050年の男女年齢別シンガポール市民の人口ピラミッド、人口置換水準の出生率を仮定する場合の2012年から2060年のシンガポール市民人口の推移、年間転入超過数として15千人・20千人・25千人を仮定する場合の2012年から2060年のシンガポール市民人口の推移に関する図は掲載されているが、細かな推計結果データや仮定値は公表されていないし、手法に関する説明もない。本稿では、2013年から2060年の男女年齢別シンガポール在住人口の将来推計(Singapore Department of Statistics, 2015a and 2015b)を紹介するが、これは推計を実施している担当者に直接コンタクトして入手したものである。このほかで、シンガポール政府機関が実施した人口の将来推計として、いずれも1980年人口センサスを基準として実施されたシンガポール政府統計局によるもの(Kim(1983))とシンガポール家族計画・人口会議によるもの(Singapore Family Planning and Population Board(1983))がある。これらの推計の

概要を表1にまとめた。

シンガポール政府機関が実施してきた推計をみると、1980年の人口センサスを基準としたものや「人口白書」に紹介されている結果をみても、人口移動は政策的に決定される側面が強いという認識があり、将来の人口のレファレンスとして直近の出生率を固定した封鎖人口が示される場合が多いようである。しかしながら、第2節でみる通り、シンガポールのコーホート出生率は近年も一貫して低下してきており、既に超低出生率水準にある出生率のさらなる低下がより急速な人口の年齢構造の高齢化を招く可能性もある一方、最近の国際人口移動は5年で3~7%という水準にありこれだけで将来の高齢化のペースを十分に左右する大きさとなっている。

表1 シンガポール政府機関の将来人口推計の概要

公表年	実施主体		
	シンガポール政府統計局	シンガポール家族計画・人口会議	シンガポール政府統計局
1983年	1983年	1983年	2015年
推計対象	男女年齢民族別総人口 ^{注1)}	男女年齢別総人口 ^{注1)}	男女年齢別シンガポール在住者
基準人口	1980年人口センサスの男女年齢(5歳)階級別民族別人口	1980年人口センサスの男女年齢(5歳階級)別人口	2013年の男女年齢各歳年中央人口(登録人口)
推計手法	コーホート要因法	コーホート要因法	コーホート要因法
推計期間	1980年から5年毎2030年まで	1980年から5年毎2030年まで	2013年から各年2060年まで
仮定値			
死亡	1979~1981年平均の男女年齢別死亡率による生命表生残率を固定	1979~1981年平均の男女年齢別死亡率を元に、過去の趨勢を指数的に延長し2000年まで補外、以後固定。平均寿命で見て、1980年男68.8歳と女74.1歳が2000年には男71.7歳と77.0歳に伸長する。	シンガポール在住者の死亡水準が低下し、平均寿命でみて、2030年に85.0歳、2060年に87.7歳へ上昇することを仮定
出生	1979~1981年平均の年齢別出生率を固定	-(中央推計)1970~1980年の出生順位別年齢別出生率の推移を補外し、出生順位を合計したものを過去のトレンド及び母の平均出生年齢と比較補正。合計出生率でみて、1976~1980年の1.84から1980~1985年に1.68低下、1985~1990年には1.71、1990~1995年に1.86、1995~2000年に2.01、2000~2005年以後は2.10で一定となる。 -中央推計の他、低位仮定、高位仮定の3種類を用意。	2013年のシンガポール在住者の母の年齢別出生率を固定
人口移動	なし	なし	年間28,100人の転入超過を仮定

注1) 総人口は、シンガポール在住者(シンガポール市民と永住者)と外国人(留学生、就労・雇用許可証保持者やその家族など)から成る。

また、2013年の男女年齢別人口を基準とするシンガポール政府統計局による将来人口推計(Singapore Department of Statistics, 2015a and 2015b、以下「公式推計」と呼ぶ)の推計手法の詳細は公表されておらず、仮定値についても表1以上の詳細は不明である。たとえば、各年各歳別人口の推計が実施されているが、入手可能な年齢別人口は5歳階級で

あるし、転入超過人口の男女年齢についても公表されていないため、公式推計の結果を見ても、たとえば、65 歳以上人口の増加が死亡率の低下によってもたらされるのか、転入人口の寄与なのかははっきりしない。そこで、本稿では出生と死亡に関し過去の趨勢にしたがって今後も変化する場合の独自の推計を行うとともに、出生率、死亡率、移動率のそれぞれの人口動態率を個別に変化させた場合に将来の人口がどのように変化するののかに関するシミュレーション分析を実施し、これらの推計結果を比較することでシンガポールにおける今後の人口変動のパターンと要因を検討する。続く第 2 節では独自推計の方法を述べ、第 3 節で独自推計の結果を公式推計と比較する。第 4 節でシミュレーション分析の結果を検討し、最後にまとめる。

2. シンガポール在住人口の将来推計手法

本章では、以下の記号を用いる。基本的に、中央の文字が大文字は数、小文字は率に対応する。サブスクリプトは文字の左上が性別、左下が期間、右下が年齢、右上が年次を示す。期間で定義される指標については、年次と年齢は期末年の年齢に対応させる。シンガ

記号法

${}^m P_x^t, {}^f P_x^t$...t 年の男女総人口
${}^m P_x^t, {}^f P_x^t$...t 年男女年齢 $x \sim x+4$ 歳人口
${}^m M_x^t, {}^f M_x^t$...t-5 t 年の男女 $x-5 \sim x-1$ $x \sim x+4$ 歳コーホートの純移動数
${}^m D_x^t, {}^f D_x^t$...t-5 t 年の男女 $x-5 \sim x-1$ $x \sim x+4$ 歳コーホートの死亡数
${}^m B_x^t, {}^f B_x^t$...t-5 ~ t 年の男児女児出生数
${}_5 B_x^t$...t-5 ~ t 年の母の年齢 $x-5 \sim x-1$ $x \sim x+4$ 歳コーホートの出生数
sr^t	...t-5 ~ t 年の出生性比, $sr^t = \frac{{}^m B_x^t / {}^f B_x^t}{}$
$f_x^t = \frac{{}_1 B_x^t}{{}^f P_x^t}$...t 年の母の年齢 $x \sim x+4$ 歳の出生率
$d_x^t = \frac{{}_1 D_x^t}{{}^f P_x^t}$...t 年の男女 $x \sim x+4$ 歳の死亡率
${}_5 m_x^t = \frac{{}_5 M_x^t}{{}_5 P_{x-5}^{t-5}}$...t-5 t 年の男女 $x-5 \sim x-1$ $x \sim x+4$ 歳コーホートの純移動率
${}_5 s_x^t = 1 - \frac{{}_5 D_x^t}{{}_5 P_{x-5}^{t-5}}$...t-5 t 年の男女 $x-5 \sim x-1$ $x \sim x+4$ 歳コーホートの生残率
${}_5 f_x^t = \frac{{}_2 \cdot {}_5 B_x^t}{{}^f P_x^t + {}^f P_x^{t-5}}$...t-5 t 年の母の年齢 $x-5 \sim x-1$ $x \sim x+4$ 歳コーホートの出生率

ポールにおける静態人口の最年長年齢階級は 85 歳以上であり、年齢が「・」であるとは、年齢の合計であることを示す。なお、誤解がない限り、男女の別の表記は省略する。

2.1 . 利用するデータ

人口の将来推計では過去の人口変動の趨勢を将来に投影することになる。過去の趨勢に関するデータ期間は長ければ長いほどよい。

まず、静態人口に関しては 1968 年の年央人口推計値以後、各年の男女年齢別人口が継続的に得られる。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、1995 年以後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の将来推計を実施する。利用するデータは、1989 年以前は総人口、1990 年以後はシンガポール在住人口であり、1970 年以後 10 年毎は人口センサスの結果 (*Singapore Census of Population*, Singapore Department of Statistics)、1995 年と 2005 年は一般世帯調査 (*General Household Survey*, Singapore Department of Statistics)、その他の年次については年央人口推計値 (*Yearbook of Statistics Singapore 1978/79 ~ 2005*, Singapore Department of Statistics 及び *Population Trend 2006 ~ 2014*, 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、男女年齢 5 歳階級別人口は 1968 年以後継続的にえられるものの、年央人口推計値の最年長年齢階級は 1989 年以前については 70 歳以上、1991 年以後は 85 歳以上となっている。人口センサスからは男女年齢各歳別人口が最年長年齢階級 98 歳以上までえられるが、84 歳以下は 5 歳階級、最年長年齢階級 85 歳以上に集計して利用した。

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) 各年版に、出生月別男児女児出生数 (1953 年 ~)、母の年齢各歳別出生数 (1956 年 ~) 及び男女年齢別死亡数 (1957 年 ~) があるものの、これらはシンガポールで発生したすべての出生と死亡を対象としており、在住人口だけでなく、外国人からの届出も含む。シンガポールの外国人割合は 1981 ~ 1990 年頃までは 10% であったが、1990 年以後外国人割合は急速に増加しており、1998 ~ 2007 年は 20% 前後、2008 ~ 2010 年は 25% 前後、2013 ~ 2014 年は約 29% にまで増加している (*Population Trend 2014*, Singapore Department of Statistics)。出生数に占める外国人の割合も、1980 ~ 1994 年は 3% ほどであったが、1998 ~ 2006 年に 5%、2011 ~ 2012 年は 9%、2013 年には 10.2% に増加しており、無視できない大きさになってきている。そこで出生率については、1989 年までは人口動態統計と上記静態人口を用いて推計した値、1990 年以後シンガポール在住人口の出生率 (*Population Trend 2014*, Singapore Department of Statistics) を用いる。出生率を算出する際には、母の年齢別出生数については、年齢不詳をあん分した後、5 歳階級に合算した。14 歳以下

及び 50 歳以上の出生は、当該年の 15～19 歳及び 45～49 歳に含めた。なお、死亡数については、0～4 歳については各歳、5 歳以上については 5 歳階級で最年長年齢階級 85 歳以上まで、1957 年以後継続的に利用できる。シンガポールにおける外国人の年齢分布は若年層に偏っていると推測されるため、出生率に及ぼす影響と比べ外国人の死亡への影響は限定的であると考えられる。死亡数のデータは、そこで、1990 年以後についても、上記静態人口と人口動態統計の死亡数を用いて計算した死亡率を用いた。

2.1 . 基本的な考え方

ここでは、2010 年人口センサスによるシンガポール在住人口を基準として、標準的なコーホート要因法を用い、2060 年まで男女年齢別に将来の人口を推計する。コーホート要因法は、人口学の基本方程式と呼ばれる統計上の恒等式を基礎とする。人口学の基本方程式は、人口は出生、死亡及び移動のみによって変化することを記述する。まず、期首 0～4 歳以上の集団については、移動と死亡のみによって変化するため、期首人口集団と期末人口との間には[1]式の関係がある。

$$\begin{aligned} P_x^t &= P_{x-5}^{t-5} - {}_5D_x^t + {}_5M_x^t \\ \Leftrightarrow P_x^t &= P_{x-5}^{t-5} ({}_5s_x^t + {}_5m_x^t) \end{aligned} \quad \dots[1]$$

ある時点の人口については、期首人口集団の年齢を合計し、当該期間の出生による純増を加えることで[2]式のように女子人口についての人口学の基本方程式の関係がえられる。

$$\begin{aligned} {}^f P_x^t &= {}^f B_x^t + ({}^f P_{x-5}^{t-5} - {}^f D_x^t + {}^f M_x^t) \\ \Leftrightarrow \sum_{x=0-4}^{85+} {}^f P_x^t &= \frac{1}{1+sr^t} \left(\sum_{x=15-19}^{45-49} {}^f \hat{B}_x^t \right) \cdot ({}^f s_{0-4}^t + {}^f m_{0-4}^t) + \sum_{x=5-9}^{85+} {}^f P_{x-5}^{t-5} ({}^f s_x^t + {}^f m_x^t) \end{aligned} \quad \dots[2]$$

$$\text{ここで、} {}_5\hat{B}_x^t = \frac{1}{2} ({}^f \hat{P}_x^t + {}^f P_x^{t-5}) {}_5f_x^t, \quad {}^f \hat{P}_x^t = {}^f P_{x-5}^{t-5} ({}^f s_x^t + {}^f m_x^t).$$

[2]式の第 1 項は出生による純増を示し、第 2 項は期首 0～4 歳以上人口からの死亡による減少と移動による純増を示す。男子人口についても[2]式と同様の関係が、出生の男児割合

($\frac{sr^t}{1+sr^t}$) を用い、記号左上のサブスクリプトを f から m に変えればえられる。

[2]式によれば、右辺に用いる基準人口及び将来の母の年齢別出生率と出生性比、男女年齢別生残率及び純移動率を仮定することで将来の人口を推計することができる。以下では、これら将来の人口動態率の設定方法について順にみる。設定の方法として、わが国の人口の将来推計の方法を参考にすが、シンガポールで利用可能なデータの制約があるため、「日本の将来推計人口(平成 24 年 1 月推計)」(国立社会保障・人口問題研究所(2012))

以下「全国推計」)の手法を簡略化して用いた。

2.2. 将来の母の年齢別出生率と出生性比

将来の母の年齢別出生率の将来推計には、「全国推計」と同様、一般化対数ガンマ分布モデルを用いる (Kaneko(2002)、金子 (2009))。わが国と比べ、シンガポールでは利用できるデータが限られているため、出生順位計の母の年齢別出生率を対象とし、次の手順で将来の年次別母の年齢別出生率をえた。まず、一般化対数ガンマ分布モデルを用い、出生コーホート別にみた出生率の年齢スケジュールを4つのパラメータで近似した。そして、4つのパラメータをVAR (Vector AutoRegressive) モデルで補外し、将来の年齢別出生率を予測した。これを年次別に組み替えたのが将来の母の年齢別出生率である。なお、十分な長さのコーホート出生率が観察可能なコーホート数が限られていることもあり、ここでは1990~1995年出生コーホートを参照コーホートとし、1990~1995年以後のコーホートの年齢別出生率は一定と仮定した。

一般化対数ガンマ分布モデルは[3]式で表される。

$$f_x = C \cdot g(x; u, b, \lambda)$$
$$g(x; u, b, \lambda) = \frac{|\lambda|}{b \cdot \Gamma(\lambda^{-2})} (\lambda^{-2})^{\lambda^{-2}} \exp \left[\lambda^{-1} \left(\frac{x-u}{b} \right) - \lambda^{-2} \exp \left\{ \lambda \cdot \left(\frac{x-u}{b} \right) \right\} \right] \dots [3]$$

ここで、 Γ はガンマ関数、 \exp は指数関数である。一般化対数ガンマ分布モデルでは (C, u, b, λ) という4パラメータで年齢別出生率を記述する (図 2-1)。 C は年齢スケジュールは一定のまま全体のサイズを定数倍するよう形状を変化させる (小さい方が TFR は小さい)。 u は年齢スケジュールの形状は一定のまま水平方向にシフトさせる (大きい方がピーク年齢は遅い)。 b は年齢スケジュールの広がりを変える (大きい方が全体の出生率が均一に近くなり、ピーク年齢の出生率は低く、低年齢や高年齢の出生率が高い)。 λ はピーク年齢より低年齢と高年齢の出生率の比を変える (小さい方が低年齢で低く高年齢は高い)。この4パラメータを組み合わせることで、対数ガンマ分布モデルは、非常にフレキシブルに年齢別出生率の形状を近似することができる。

よく知られているように期間出生率に比べコーホート出生率の推移は安定的であり、将来の見通しとしてはコーホートの趨勢を投影できることが望ましい。シンガポールでは1968~2013年の各年の年齢別出生率データが利用可能であるが、各歳の出生率はセンサス年のみで、その他の年次については5歳階級でしかデータがない。そこで、ここでは t 年の $x-5 \sim x-1$ 歳から $x \sim x+4$ 歳の母の年齢5歳階級別出生率が直線的に変化していると仮定して、 t 年の $x-4 \sim x+1$ 歳から $x-1 \sim x+3$ 歳の出生率を補完し、 t 年から $t+31$ 年の出生率データを用いて $t-x-5 \sim t-x$ 年出生コーホート (t 年に $x \sim x+4$ 歳) の15~19歳、16~20歳、...、44

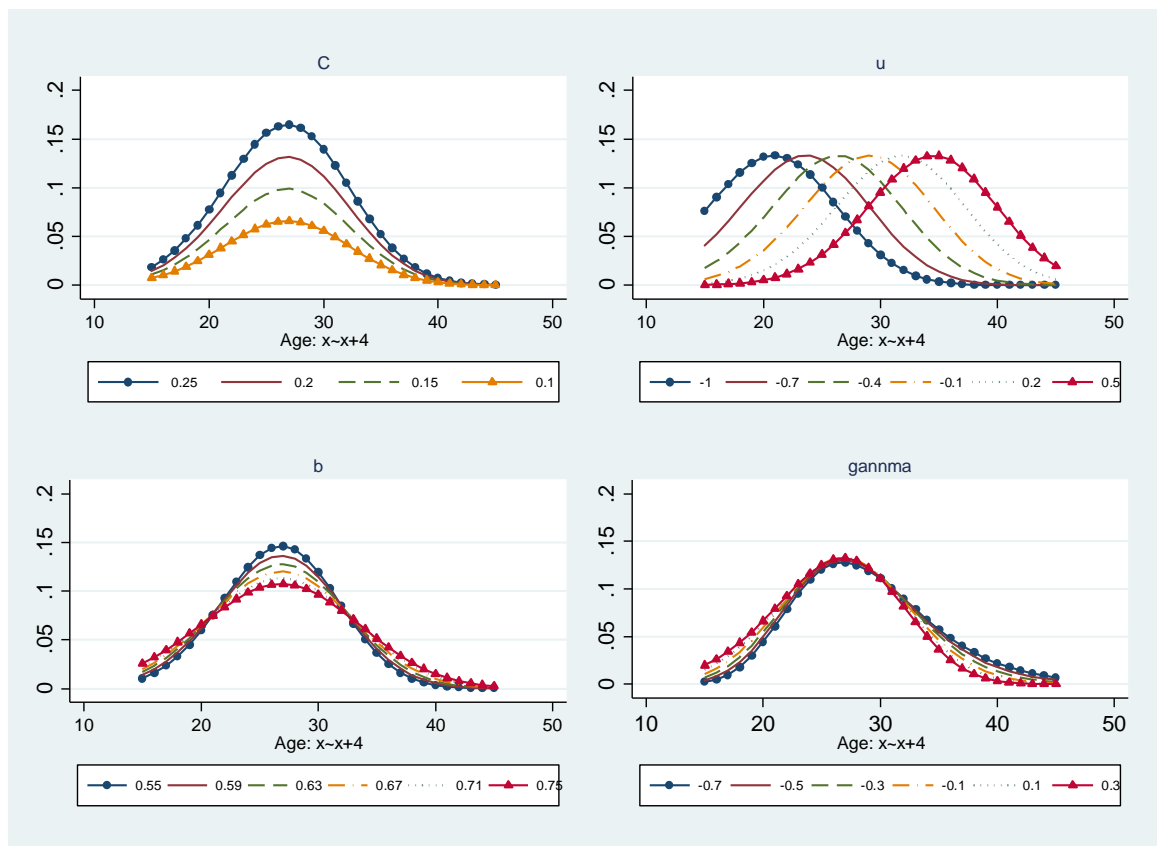


図 2-1 一般化対数ガンマ分布モデル：パラメータによるグラフの変化

表 1 コーホート出生率の補完：1955～1960年コーホートの例

1970年(15～19歳)	${}_1f_{15-19}^{1970} = \frac{1}{5}(5 \cdot f_{15-19}^{1970} + 0 \cdot f_{20-24}^{1970})$
1971年(16～20歳)	${}_1f_{16-20}^{1971} = \frac{1}{5}(4 \cdot f_{15-19}^{1971} + 1 \cdot f_{20-24}^{1971})$
1972年(17～21歳)	${}_1f_{17-21}^{1972} = \frac{1}{5}(3 \cdot f_{15-19}^{1972} + 2 \cdot f_{20-24}^{1972})$
1973年(18～22歳)	${}_1f_{18-22}^{1973} = \frac{1}{5}(2 \cdot f_{15-19}^{1973} + 3 \cdot f_{20-24}^{1973})$
1974年(19～23歳)	${}_1f_{19-23}^{1974} = \frac{1}{5}(1 \cdot f_{15-19}^{1974} + 4 \cdot f_{20-24}^{1974})$
1975年(20～24歳)	${}_1f_{20-24}^{1975} = \frac{1}{5}(0 \cdot f_{15-19}^{1975} + 5 \cdot f_{20-24}^{1975})$
⋮	⋮
1999年(44～48歳)	${}_1f_{44-48}^{1999} = \frac{1}{5}(1 \cdot f_{40-44}^{1999} + 4 \cdot f_{45-49}^{1999})$
2000年(45～49歳)	${}_1f_{45-49}^{2000} = \frac{1}{5}(0 \cdot f_{40-44}^{2000} + 5 \cdot f_{45-49}^{2000})$
2001年(46～49歳)	${}_1f_{46-49}^{2001} = \frac{1}{5}(0 \cdot f_{40-44}^{2001} + 4 \cdot f_{45-49}^{2001})$
2002年(47～49歳)	${}_1f_{47-49}^{2002} = \frac{1}{5}(0 \cdot f_{40-44}^{2002} + 3 \cdot f_{45-49}^{2002})$
2003年(48～49歳)	${}_1f_{48-49}^{2003} = \frac{1}{5}(0 \cdot f_{40-44}^{2003} + 2 \cdot f_{45-49}^{2003})$
2004年(49歳)	${}_1f_{49}^{2004} = \frac{1}{5}(0 \cdot f_{40-44}^{2004} + 1 \cdot f_{45-49}^{2004})$

～48歳、45歳以上の出生率を再構成した。たとえば、1955～1960年生まれ cohorts の年齢別出生率($f_{15-19}^{1970}, \dots, f_{45+}^{2000}$)は1970年から2000年の年齢別出生率($f_{15-19}^{1970}, \dots, f_{45+}^{2000}$)を用い、表1のように計算した。

1968年から2013年に15～19歳から45～49歳の出生 cohort は、1918～1923年生まれ(1968年に45～49歳)から1993～1998年生まれ(2013年に15～19歳)に対応する。このうち、1948～1953年 cohort から1959～1964年 cohort の12 cohort について、15～19歳から49歳¹まで全年齢の出生率が計算できる。一方、1978～1983年 cohort は15～19歳から30～34歳まで、1988～1993年 cohort については15～19歳から20～24歳までというように出生率の年齢プロファイルの一部が観察されることになる。このようにして推計された cohort 出生率のうち、1968年に15～19歳以下の1948～53年生まれ以後の cohort について、cohort 合計出生率を計算し、期間合計出生率の推移と比較すると、cohort 出生率の方がよりスムーズで、一貫した出生率の低下が見てとれる(図2-2)。

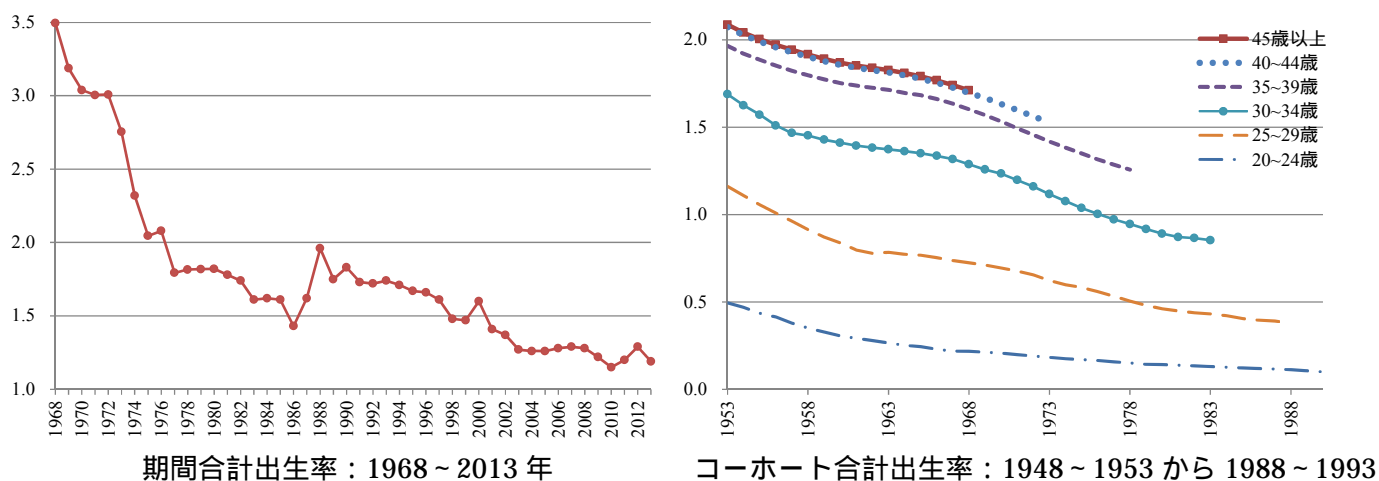


図 2-2 期間合計出生率と cohort 合計出生率 (推計値) の推移

1968年から2013年の母の年齢5歳階級別出生率からは、1918～1923年生まれから1993～1998年生まれの76 cohort の出生行動が観察されるわけだが、15～19歳から49歳まで全年齢の年齢スケジュールが観察されるのは12 cohort で、大部分は一部の年齢の出生率のみが観察されることになる。一般化対数ガンマ分布モデルのパラメータの推定には、ある程度のデータポイントが必要であり、とくに当該 cohort の年齢別出生率が最

¹ 当該 cohort は49～53歳になり、一部が再生産年齢に含まれる。50歳以上の出生数は45～49歳に含めており、またここでは単純な面積あん分を行うので、45～49歳の出生率の1/5を49歳の出生率と呼ぶ。

も高くなるピーク年齢周りのデータが観測されないと安定的なパラメータが推定できない。ここでは、1948～1953年生まれコーホートから1972～1977年生まれコーホート（25コーホート）を対象として、パラメータを推定した。パラメータ推定には非線形最小二乗法を用いて、出生コーホートごとに年齢別出生率を年齢に回帰した。すなわち、[3]式を $f_i = C \cdot g(x_i; u, b, \lambda) + \varepsilon_i$ という確率モデルに書き直し、確率項 ε_i の二乗和が最小になるようパラメータを解いた。

推定されたパラメータを用いて、出生率のモデル推定値を計算し、観測値と比較したのが図2-3である。観測値には、とくに出生率が最も高くなるピーク年齢付近において期間変動の影響を受けた攪乱がみられるが、35～39歳までの出生率しか観察されていない1972～1977年コーホートも含め、一般化対数ガンマ分布モデルのデータへの適合は良好であることがわかる。

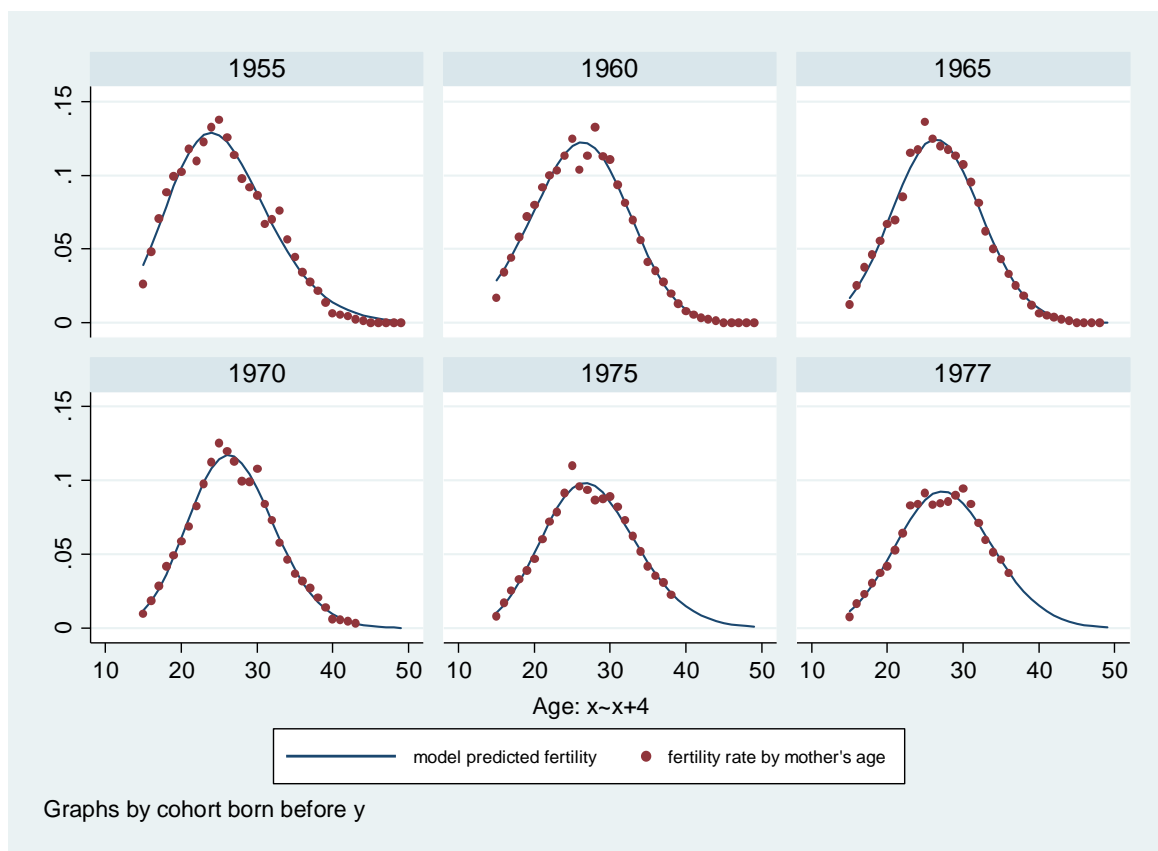


図 2-3 一般化対数ガンマ分布モデルによって推定された年齢別出生率：
1950～1955年コーホートから1972～1977年コーホート

一般化対数ガンマ分布モデルは4つのパラメータで年齢別出生率を非常にフレキシブル

に記述することみた（図 2-1）。晩産化・少産化の過程では、ピーク年齢が遅くなり、全体の出生率が均一に近くなりつつ、全般的に出生率の水準が低下する。このため、一般化対数ガンマ分布モデルは 4 つのパラメータの変化は相互に関連していると考えられる。そこで、将来のコホートの出生率に対応する一般化対数ガンマ分布モデルのパラメータの予測にあたり、このような関連した系列の時系列変動を記述するモデルのなかで最も単純な VAR（Vector AutoRegressive）モデルを利用した。

まず、1948～1953 年生まれコホートから 1972～1977 年生まれコホート（25 コホート）を対象に推定された一般化対数ガンマ分布モデルの 4 つのパラメータに関するコンパニオン行列の固有値の絶対値が 1 より小さくなるという安定性条件（Hamilton 1994）が、1 階の階差をとることで満たされることを確認した。VAR のラグ次数を選択するための指標からみた観点では、より高次のラグを用いることでモデル適合度が改善する可能性も示されたが、データに 1 階の階差を取ることで VAR モデルの推定に用いることができるケース数は 22 に限られるため、2 次の VAR モデルを推定した。そして、推定された VAR(2) モデルの係数推定値を用いて、1973～1978 年から 1990～1995 年コホートの年齢別出生率に対応する一般化対数ガンマ分布モデルのパラメータを予測した。

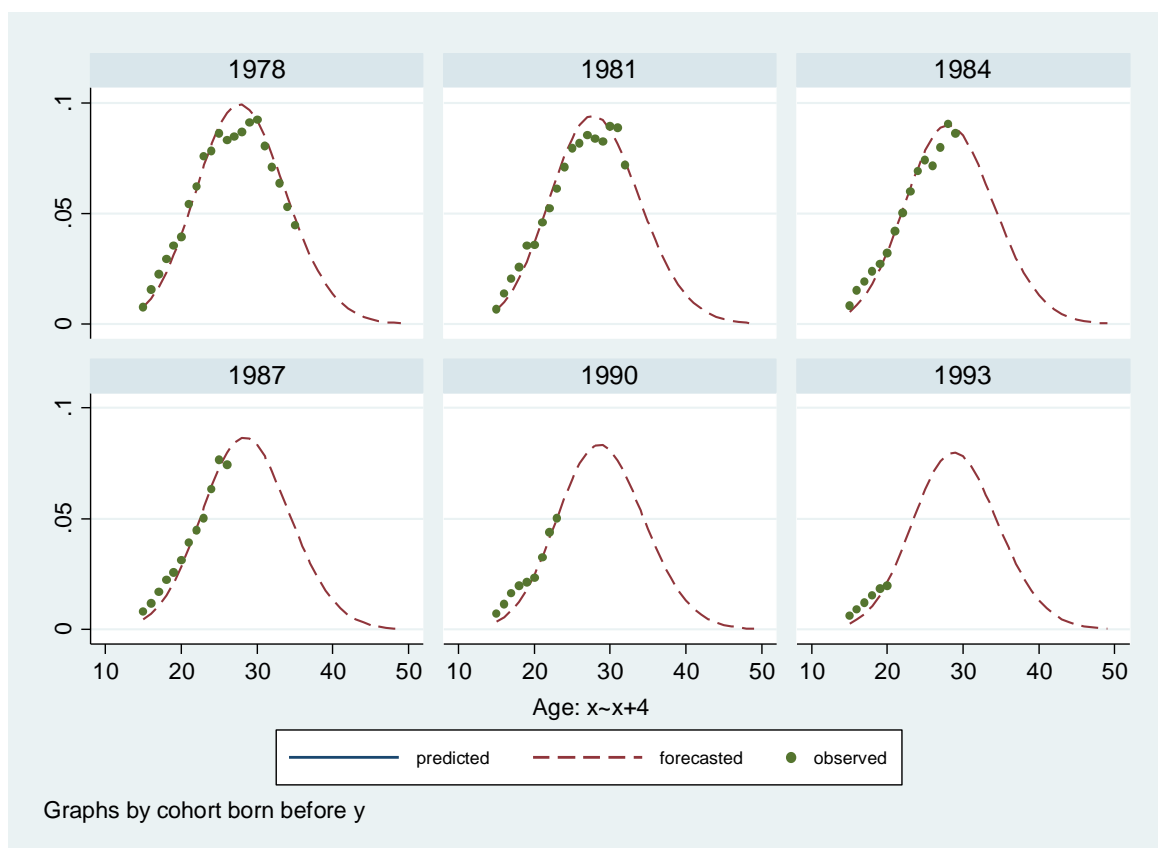


図 2-4 VAR モデルで予測された一般化対数ガンマ分布パラメータによるコホート別出生率：1973～1978 年から 1988～1993 年

予測された一般化対数ガンマ分布モデルのパラメータに対応する年齢別出生率を図 2-4 に示す。2013 年現在、1976～1981 年以後のコホートは出生率が最も高くなるピーク年齢に達していないため、データから適合度を判断するのは困難であるものの、1973～1978 年以後のコホート出生率の推移をみると、着実に晩産化と少産化が進むことが予測されている。たとえば、平均出生年齢は 1975～1980 年コホートの 30.6 歳から 1980～1985 年の 30.9 歳、1985～1990 年の 31.3 歳を経て、1990～1995 年コホートは 31.7 歳になる。コホート合計出生率については、1975～1980 年コホートの 1.40 から 1980～1985 年の 1.28、1985～1990 年の 1.18 を経て、1990～1995 年コホートでは 1.08 になる。

以上で、参照コホートである 1990～1995 年生まれコホートの 49 歳までの各年の出生率がえられた。推計期間である 2010～2015 年から 2055～2060 年の年齢別出生率は、1990～1995 年コホート以後の出生率が一定であると仮定して、コホートをピリオドに組み替えればえられる。たとえば、2010 年に 15～19 歳から 45～49 歳であるのは、1990～1995 年生まれコホートから 1960～1965 年生まれコホートであり、2010 年の 15～19 歳から 45～49 歳の合計出生率はこれらのコホートの 2000 年時点の年齢の出生率の合計である。一方、将来人口推計の出生率仮定値として必要なのは、たとえば 2010～2015 年に 15～19 20～24 歳のコホートの出生率といった期間出生率である。他方、ここでは $t-5 \sim 5$ 年生まれコホートの各年の出生率を補完して予測しているため、人口センサス間の期首年齢コホート別出生率を予測していることになる。たとえば、2010～2015 年に 15～19 20～24 歳になるのは 1990～1995 年生まれコホートだが、1990～1995 年コホートの 15～19 歳（2010 年）、16～20 歳（2011 年）等の出生率を予測したので、期首人口センサス年齢別コホートのものを当該期間（5 年間）について足し上げれば、推計に必要な期間出生率仮定値がえられる。

VAR モデルで予測されたコホートの合計出生率及び、予測されたコホートの出生率を該当する年次について合計した出生率（予測値）と、一般化対数ガンマ分布モデルの係数推定値を用いた推定値（モデル推定値）、期首人口センサス年齢別コホートの期間出生率仮定値を合計したもの（期間合計出生率予測値）を図 2-5 に示す。コホート合計出生率については、15～19 歳から 30～34 歳まで合計したものと、15～19 歳から 49 歳までの全年齢を合計したものを示した。

コホート合計出生率について 49 歳まで合計したものの推移をみると、観測値は 1948～1953 年生まれコホートの 2.09 から 1963～1968 年コホートの 1.71 へと一貫して低下している。一般化対数ガンマ分布モデルの係数推定値を用いたモデル推定値をみると、1957～1962 年生まれ前後のコホートで 20 歳代後半の出生率に 1986～1989 年の寅年と辰年の出生率の急激な低下と上昇の影響が含まれ、出生率が最も高くなるピーク年齢付近で不連続な出生率の低下が起こるため、コホート合計出生率の低下傾向から乖離したコホート合計出生率推定値となっている。この 1957～62 年生まれ前後以外では、モデル推

定値、予測値ともにおおむね良好に観測値に適合している。コーホート合計出生率予測値は、1948～1953年生まれコーホートの2.10から、1963～1968年には1.70に低下し、以後、1970～1975年は1.53、1980～1985年の1.28を経て、1990～1995年コーホートでは1.08に低下することが見通される。

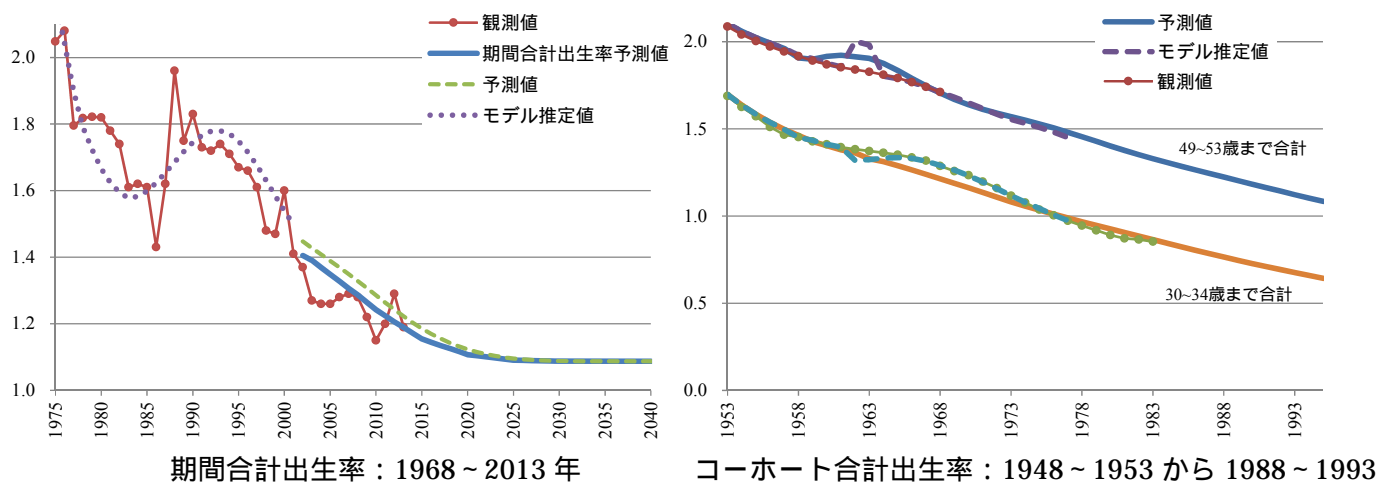


図 2-5 将来の期間合計出生率とコーホート合計出生率の推移

期間出生率についても、モデル予測値は観測値に良好に適合している。仮定値として用いる期間合計出生率は2010～2015年に1.24（图中2010年の値；2010年の観測値1.15；最新の2013年は1.19）であるが、2020～2025年1.10、2025～2030年に1.09となり、以後ほとんど変化しない見通しとなった。

公式推計は将来にわたり2013年の母の年齢別出生率（合計出生率は1.2）が固定されている。過去の趨勢を投影して設定された将来の出生率は、これを若干下回るものになっている。

出生性比については、出生月別男児女児出生数データを用いて、1955年7月から1960年6月以後、2005年7月から2010年6月まで、人口センサスと一般世帯調査間の5年間の出生数の性比（女児1人あたり男児）を観察した（図2-6）。観察期間の5年出生性比は、1.054（1965～1970年）から1.081（1980～1985年）の範囲にあり、1.07前後で推移している。ここでは、2000年と2010年の人口センサス間（2000年7月～2005年6月と2005年7月～2010年6月）の平均である約1.069を将来の出生性比と仮定した。

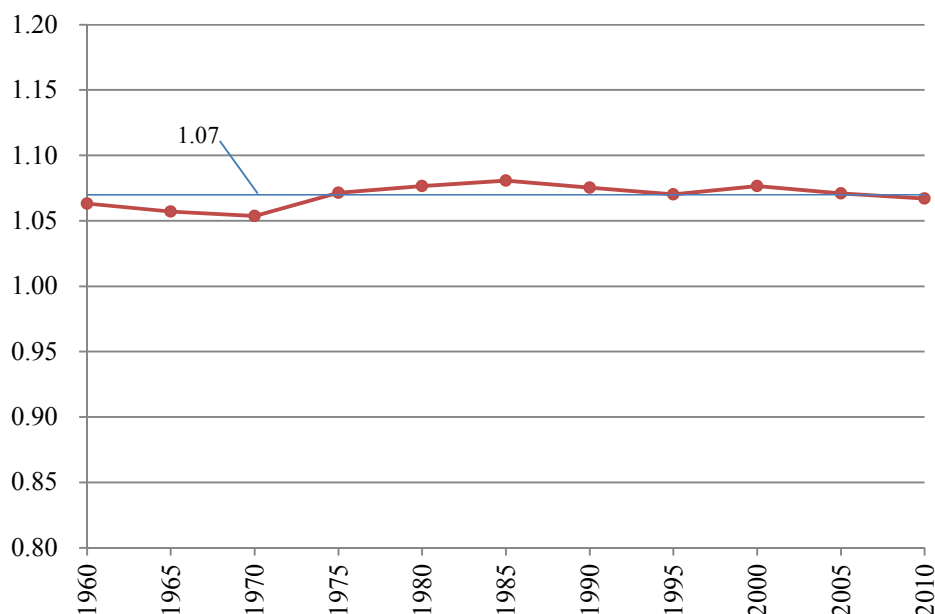


図 2-6 t-5 年 7 月～t 年 6 月の出生数の性比（女児 1 人あたり男児）の推移

2.3 . 将来の男女年齢別生残率

将来の男女年齢別生残率の設定には、将来の生命表を用いた。まず、1957 年と 1968 年から 2013 年まで各年の年齢別死亡率の推移を検討し、国際的にも標準となっている Lee-Carter モデル (Lee and Carter 1992) を用いて将来の年齢別死亡率をえた。これを用いて将来の生命表を作成し、生命表生残率を計算し、男女年齢別に期首年と期末年の平均をとることで将来の期間生残率仮定値を設定した。

1957 年と 1968～2013 年までの各年の男女年齢別死亡率は、基本的に昨年度までに算出したものを用いる (菅 (2013))。死亡数については、0～4 歳については各歳、5 歳以上については 5 歳階級で最年長年齢階級 85 歳以上まで利用できる。一方、静態人口の年齢階級は年次によって異なり、人口センサス実施年 (1957 年と 1970 年以後の 10 年毎) については、0 歳、1～4 歳、5～9 歳、…、80～84 歳、85 歳以上、1991 年以後は 0～4 歳、…、80～84 歳、85 歳以上、その他の年次は 0～4 歳、…、65～69 歳、70 歳以上となっている。0 歳人口の死亡率の算出においては、出生数をリスク人口として用いるが、人口センサス実施年以外の年次について 1～4 歳人口が必要になる。1～4 歳人口は、t-4～t 年の各年の出生数から死亡数を差し引いたものを用いて t 年の 0 歳と 1～4 歳割合を推定し、0～4 歳人口に適用することでえた。

将来の死亡率は標準的な Lee-Carter モデルを用いて予測する。Lee-Carter モデルは、[4] 式で表される。

$$\ln(d_x^t) = a_x + k_t b_x + \varepsilon_x^t \quad \dots [4]$$

ここで、 $\ln()$ は自然対数関数、 a_x は標本死亡率の平均的な年齢スケジュール、 ε_x^t は平均0の残差、 k_t は死亡水準の期間変動を表す「死亡指数」、 b_x は死亡の期間変動が各年齢に及ぼす影響を測るパラメータである。これらのパラメータは、標本対数死亡率の平均からの差に特異値分解を行い、第一特異値 q_1 に関連する項から[5]式で推定される。

$$\mathbf{A} = \mathbf{U}\mathbf{Q}\mathbf{V}$$

$$b_x = (\mathbf{V}_{1\cdot} \mathbf{1}_{x,1})^{-1} \mathbf{V}_{1\cdot} \quad \dots [5]$$

$$k_t = \mathbf{U}_{\cdot 1} (\mathbf{1}_{x,1} \mathbf{V}_{1\cdot})^{-1} q_1$$

ただし、推定に用いる年次数を T 、年齢階級数を X としたとき、 \mathbf{A} は $\ln(d_x^t) - a_x$ を t 行 n 列の要素とする $T \times X$ の行列、 \mathbf{U} は左特異ベクトルからなる $T \times X$ の行列、 \mathbf{V} は右特異ベクトルからなる $X \times X$ の行列、 \mathbf{Q} は特異値を対角要素に持つ $X \times X$ の特異行列であり、 $\mathbf{V}_{1\cdot}$ は \mathbf{V} の1行目に対応する X 行ベクトル、 $\mathbf{U}_{\cdot 1}$ は \mathbf{U} の1列目に対応する T 列ベクトル、 $\mathbf{1}_{x,1}$ は X 個の1からなる X 列ベクトルである。

推定は、0歳、1~4歳、5~9歳、…、80~84歳、85歳以上の死亡率が揃う人口センサス実施年と1991年以後の各年の死亡率を用い、男女別に行った。推定された死亡指数 k_t の推移を検討すると、男女とも1980年以後の期間については指数関数的に低下していた(図2-7)。そこで、1980~2013年の死亡指数に男女別に指数関数を適用し、2060年まで補外した。

予測された将来の死亡指数と b_x 推定値を用い、Lee-Carterモデルで将来の男女年齢別死亡率を予測した。ここから将来の生命表を作成し、生命表関数 ${}_5L_x$ の ${}_5L_{x-5}$ に対する比で各年次の生命表生残率($x-5 \sim x-1$ $x \sim x+4$ 歳)を計算した。そして、期首年と期末年の生命表生残率を男女年齢別に平均し、 $t-5 \sim t$ 年の男女 $x-5 \sim x-1$ $x \sim x+4$ 歳コーホートの生残率

${}_5s_x^t$ と設定した。

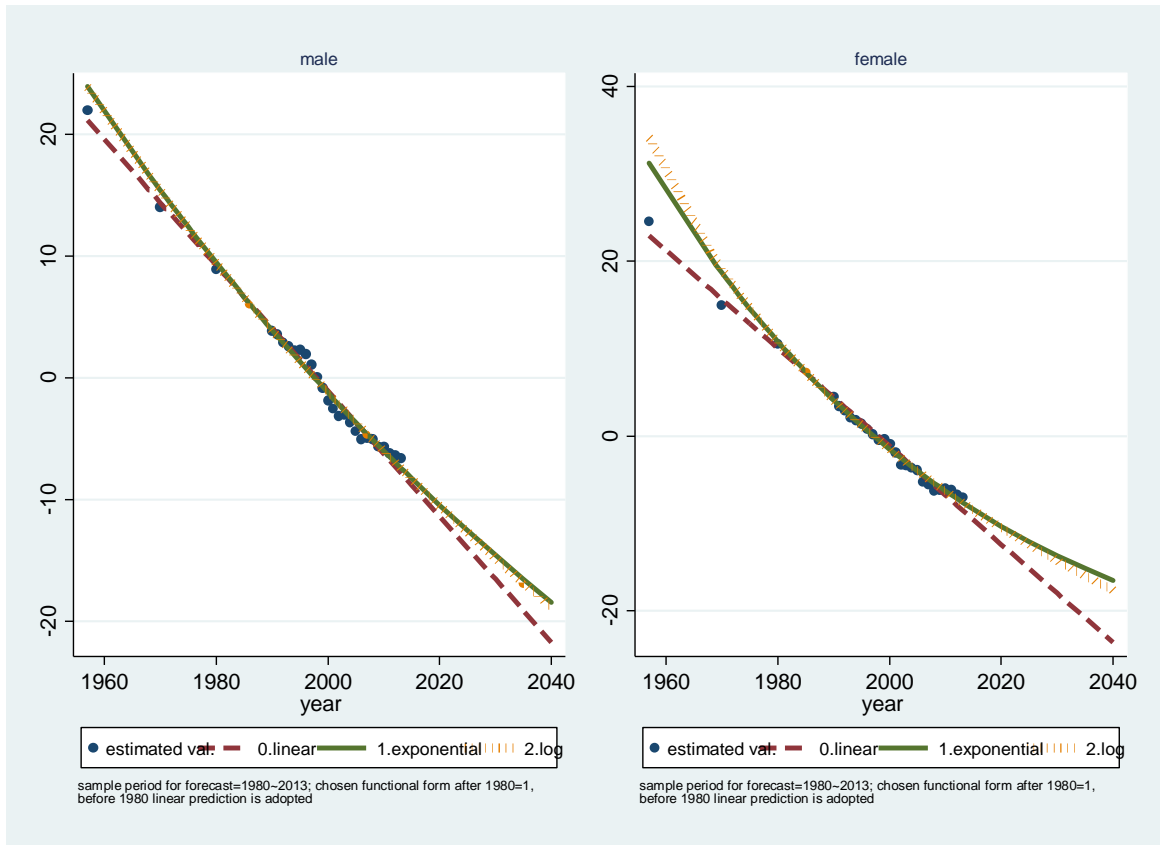


図 2-7 Lee-Carter モデルによって推定された男女別死亡指数と予測値：1957～2040 年

1957～2013 年の平均寿命（観測値）、Lee-Carter モデルで予測された死亡率によって作成された生命表の平均寿命（モデル推定値）、将来の期間生残率仮定値に対応する平均寿命（予測値）の男女別推移を図 2-8 に示す。なお、1989 年以前の人口センサス実施年以外の年次については、70～74 歳、・・・、80～84 歳、85 歳以上の死亡率が観測されないが、ここでは 2 つの人口センサス年の間（1970～1980 年、1980～1990 年）でこれらの年齢の死亡率が直線的に変化していると仮定して推定した死亡率で生命表を作成した。

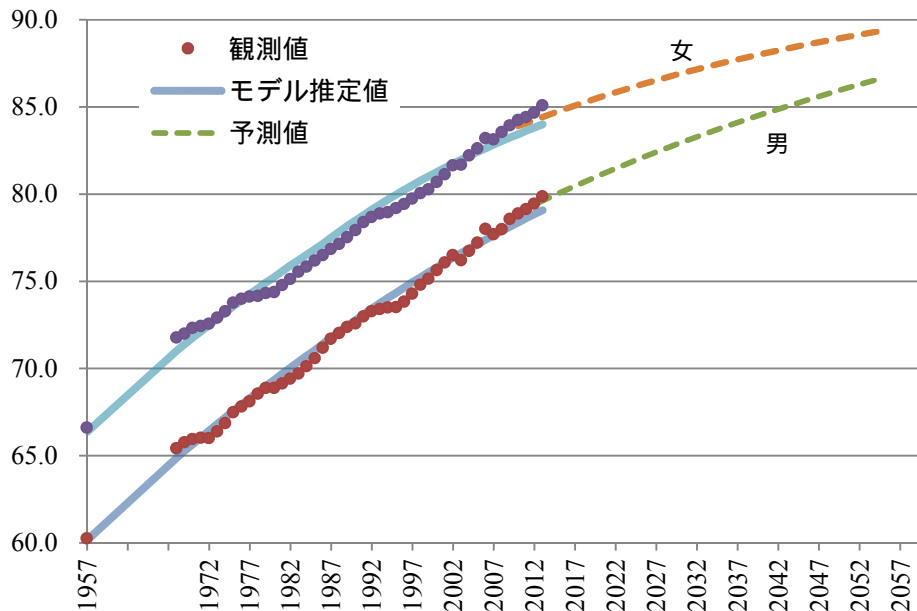


図 2-8 男女別平均寿命の推移：1957～2013 年及び 2010～2015 から 2055～2060 年

男子人口の平均寿命については、1957 年は 60.2 歳であったが、1980 年に 68.9 歳、2000 年 75.6 歳、直近の 2013 年は 79.9 歳と急速に伸長してきた。今後は 2010～2015 年の 78.9 歳から 2015～2020 年には 80.0 歳になり、2025～2030 年 82.0 歳、2055～2060 年には 86.7 歳になる見通しである。女子人口についても平均寿命は急速に伸長しており、1957 年の 66.6 歳から 1980 年 74.4 歳、2000 年 80.7 歳、2013 年に 85.1 歳と推移してきた。今後は、2010～2015 年の 83.9 歳から 2025～2030 年の 86.3 歳を経て、2055～2060 年には 89.4 歳になる。男子人口では過去 40 年間に平均寿命は約 15 年伸びたが、今後 50 年でさらに 8 年ほど平均寿命が長くなる。一方、女性の場合、過去 40 年間に平均寿命は約 13 年伸びたが、今後 50 年でさらに 6 年ほど長生きになる。

本稿で作成した生命表の平均寿命とシンガポール政府統計局作成の生命表による平均寿命(公式) *Completed Lifetable for Singapore Resident Population, 2003-2013*, Singapore Department of Statistics) 及び公式推計で用いられている死亡率から作成した生命表の平均寿命(公式予測)(Singapore Department of Statistics(2015b))との比較を、図 2-9 に示した。本稿で作成した生命表の平均寿命と公式の生命表のものを比較すると、2003～2013 年の間を通し、その差は-0.2～0.3 の範囲にあり、差の平均は-0.007 で非常に近い値になっている。今後の見通しについては、公式推計で用いられている死亡率に基づく平均寿命は 2030 年に 84.9 歳、2060 年には 87.7 歳になるのに対し、過去の趨勢を指数関数的に将来に投影したここでの仮定値に基づく 2025～2030 年は 84.4 歳、2030～2035 年は 85.2 歳で、2055～2060 年は 88.6 歳になる。2030 年前後までは大きな差はないが、2040 年代以後公式推計で用いられているものよりもここで設定した生残率仮定値はやや大きくなっている。

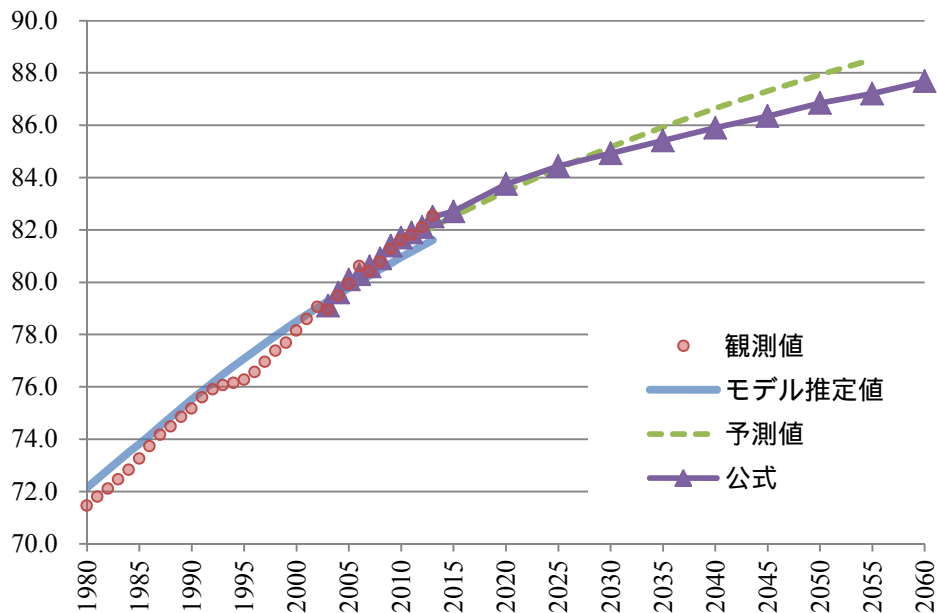


図 2-9 シンガポールにおける平均寿命の推移：
男女計、1980～2060年及び2010～2015年から2055～2060年

2.4. 将来の男女年齢別純移動率

国際人口移動については、政策の影響を強く受けるため、過去の趨勢のみから設定することはできない。Singapore National Population and Talent Division (2013)「人口白書」によると、今後年間 15,000～25,000 人のシンガポール市民、年間約 10,000 人のシンガポール永住件保持者を受け入れる予定であるという。そして、公式推計においては、年間 28,100 人の転入超過が仮定されている。そこで、ここでは公式推計と同じ 5 年で 140,500 人の転入超過を仮定する。残念ながら、公式推計では、転入超過人口の男女年齢構造は公表されていない。この転入超過人口の男女年齢構造について、過去の純移動率の推移を分析し、過去の趨勢を将来に投影することで仮定値を設定する。

純移動率の算出には、2.3 節で作成した過去の生命表生存率を用いた。1968～2013 年の各年の生命表生存率について、期首年と期末年のものを男女年齢別に平均し、 $t-5$ ～ t 年の男女 $x-5$ ～ $x-1$ ～ x ～ $x+4$ 歳コーホートの生存率 ${}_5s_x^t$ と設定した。これを期首年の男女年齢別人口に適用して生存人口を計算し、同一コーホートの期末年の人口から引いて純移動数をえた。この純移動数の期首年の人口に対する比が純移動率である。また、出生 0～4 歳から 80 歳以上 85 歳以上 (1989～1994 年以前については 65 歳以上 70 歳以上) の純移動数を合計したものの期首 0 歳以上人口に対する比を社会増加率とした。

社会増加数の推移をみると(図 2-10) 1988~1993 年までは 10 万人を下回っていたが、1990 年頃から転入超過数は急増し、1990~1995 年に約 14.0 万人に達し、1992~1997 年から 1997~2002 年頃までは約 12 万人前後で推移したのち、2001~2006 年に約 18.2 人、2004~2009 年に過去最大となる約 22.3 万の転入超過を記録した。2006~2011 年から 2008~2013 年は 8.8~14.1 万人程度で推移している。

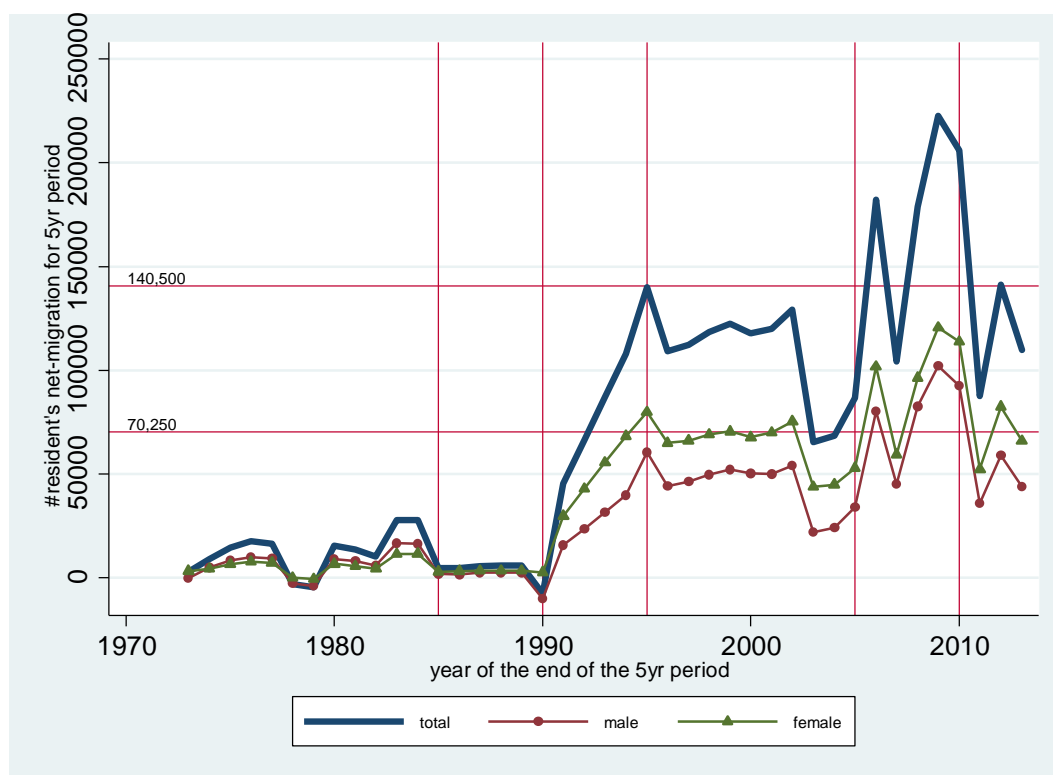


図 2-10 社会増加数の推移：1968~1973 年から 2008~2013 年

転入超過数を男女別にみると、1980~1985 年以後、一貫して女子の方が男子より多いことがわかる。1985~1990 年以後、女子の転入超過数は男子の約 1.5 倍で推移しており、転入超過数に占める女子の割合は約 60%ほどである。転入超過数には大きな期間変動があるが、転入超過数に占める：女子の割合は 60%前後で推移しており、男女比は相対的にスムーズであった。

社会増加率は社会増加数と非常に似たパターンで推移してきた(図 2-11)。社会増加率は、1985~1990 年まではおおむね 1%を下回っていたが、1990~1995 年までに約 5.2%に急増し、以後 1992~1997 年から 1997~2002 年頃までは 3.9~4.1%前後で推移したのち、2001~2006 年に約 5.5%、2004~2009 年に過去最大となる約 6.5%の社会増加率を記録した。2006~2011 年から 2008~2013 年は 2.4~3.9%程度で推移している。男女のパターンも転入超過数と同様であり、1985~1990 年以後、一貫して女子の方が男子より多く、女子の割

合は 60%程度であり男女比の期間変動は転入超過率の期間変動と比べ相対的にスムーズであった。

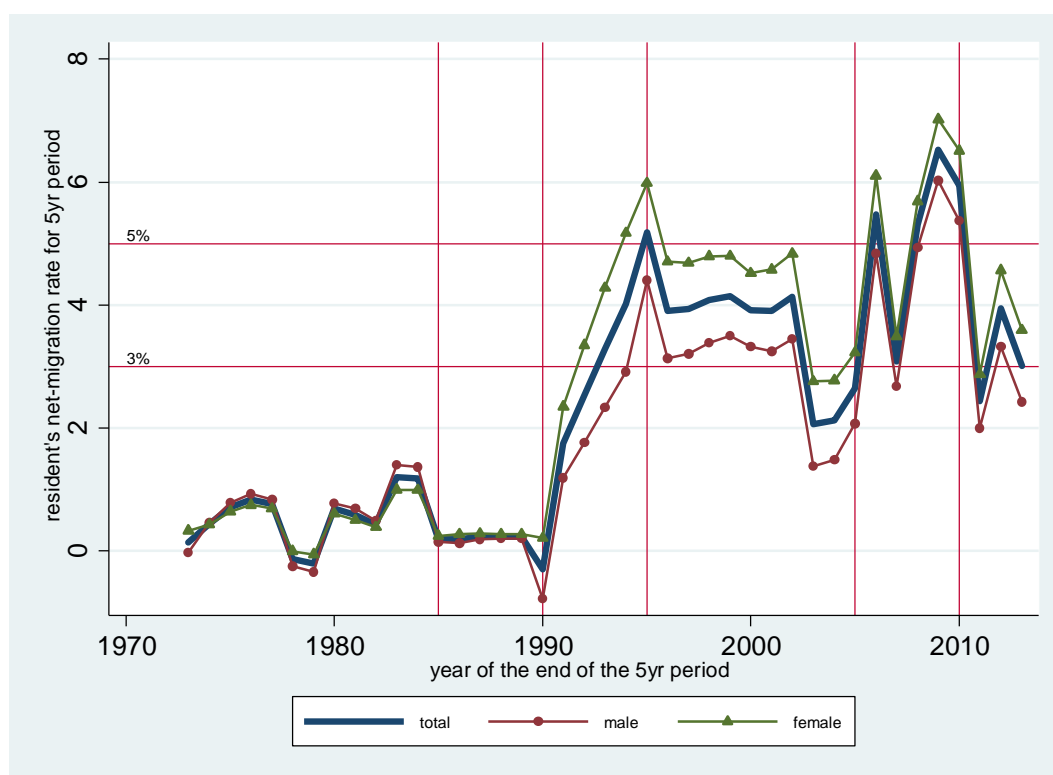


図 2-11 社会増加率 (%) の推移：1968～1973 年から 2008～2013 年

男女年齢別純移動率の推移をみると、1990～1995 年以後おおむね一貫した年齢パターンがある（図 2-12）。すなわち、0～4 5～9 歳と、20～24 25～29 歳から 30～34 35～39 歳で大きな転入超過があり、40～44 45～49 歳以上の年齢の転入超過率は非常に小さくなり、2000～2005 年には 40～44 45～49 歳以上で転出超過になっていた。男女間で比較すると、1990～1995 年以後の女子 20～24 25～29 歳の転入超過率が突出しており、1990～1995 年に 19.4%、1995～2000 年 16.4%、2000～2005 年に 22.5%になると、2005～2010 年には 30.6%の転入超過になっている。また、25～29 30～34 歳の転入超過率は男女ともおおむね同水準で、1990～1995 年は男 8.5%女 10.2%、1995～2000 年は男 8.6%女 9.7%、2000～2005 年は男 9.9%女 10.4%、そして 2005～2010 年は男の 21.4%に対し女は 20.3%であった。

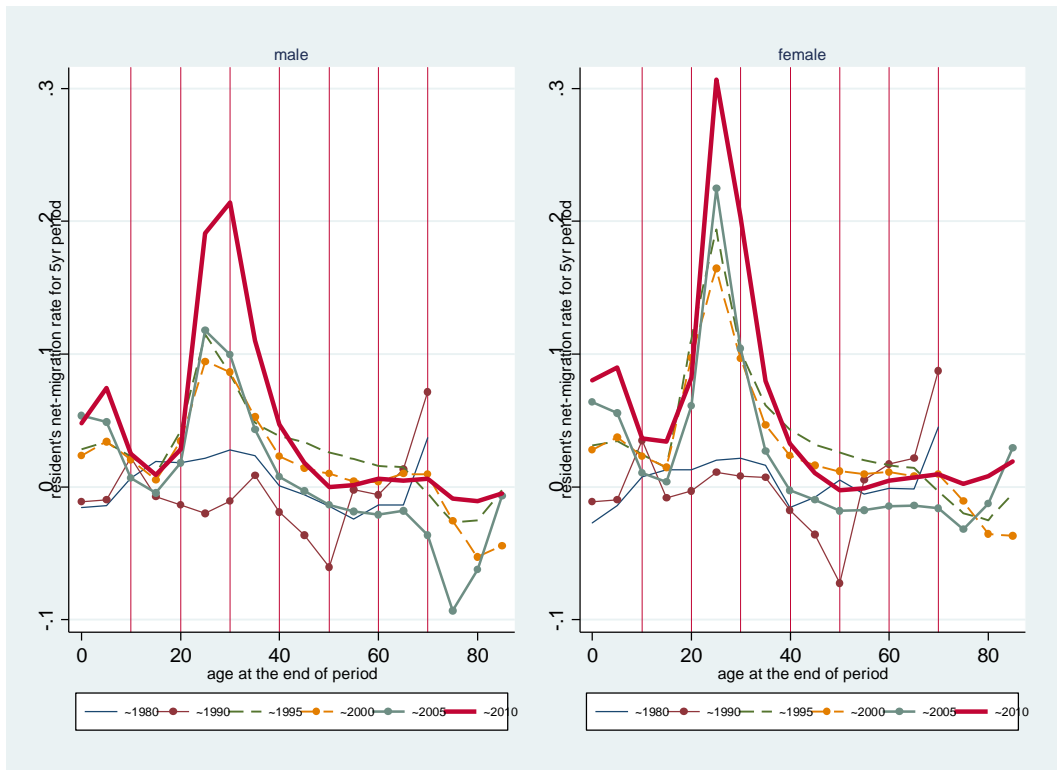


図 2-12 男女年齢別純移動率の推移：1975～1980 年から 2005～2010 年

将来の純移動率設定には ARIMA(1, 0, 1)モデルを用いた。これは、1 次の自己回帰と 1 次の移動平均を用いて純移動率の時系列変動を説明するモデルである。具体的には、1985～1990 年以後 1 年毎で 2008～2013 年の純移動率に対し、男女年齢別に ARIMA(1, 0, 1)モデルを推定し、推定されたパラメータを用いて将来の値を予測した。推定されたモデルのパラメータで予測された将来の純移動率をそのまま仮定値として用いた。ただし、45～49 50～55 歳以上の年齢階級については、転入超過率が非常に低い水準で推移しており、シンガポール政府の移民政策も若年人口を受け入れる方針であるため、45～49 50～55 歳以上の純移動はゼロと仮定した。

図 2-13 では、転入超過率がとくに大きかった 0～4 5～9 歳と、20～24 25～29 歳から 30～34 35～39 歳について男女年齢別に推定された ARIMA(1, 0, 1)モデルの係数推定値を用いて予測された純移動率の推移をみた。実線が標本内予測値、点線で示された 2010～2015 年以前が将来予測値で、観測値を点で示した。男女年齢によって多少スピードは異なるが、将来の純移動率は 1985～1990 年から 2008～2013 年の平均値に収束しており、多くの年齢層では 2015～2020 年以後 0.01 を超えるような期間変動は起こっておらず、収束スピードは比較的速い。

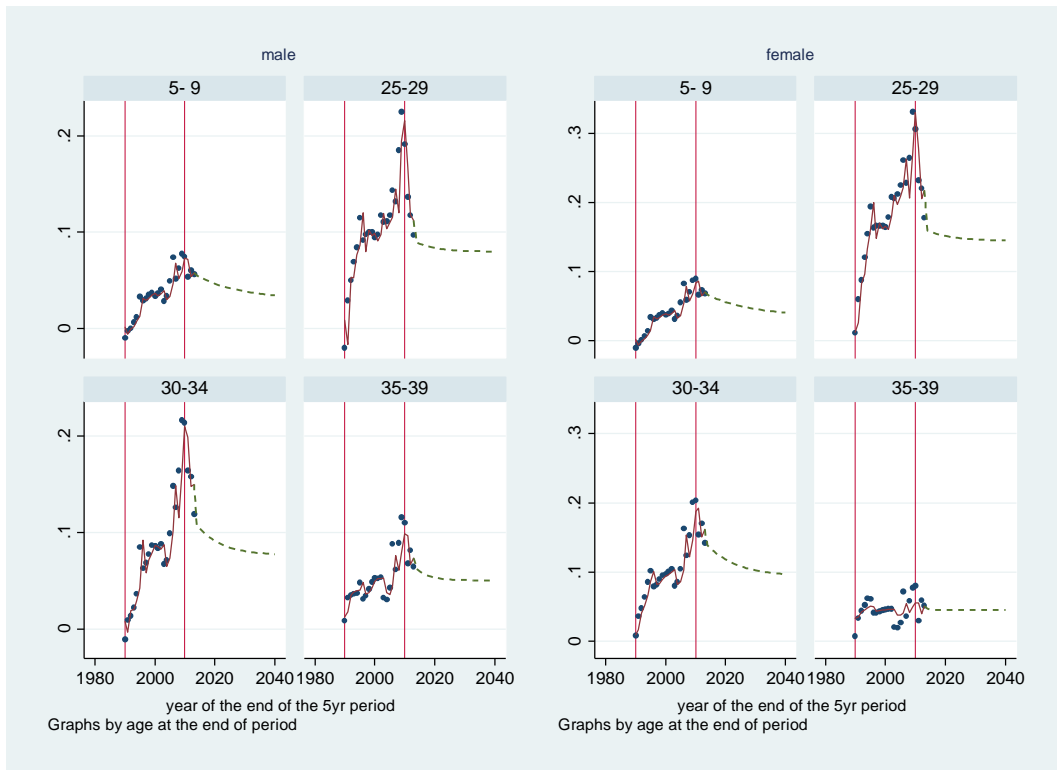


図 2-13 男女年齢別に予測された純移動率の例：2010～2015 年から 2035～2040 年

将来の男女年齢別純移動率を図 2-14 にみた。男女とも、1990～1995 年以後の期間に一貫した年齢パターンがあることをみたが、将来の純移動率も同様のパターンを示しており、0～4 5～9 歳と、20～24 25～29 歳から 30～34 35～39 歳で大きな転入超過がある。また、その水準は、直近の 2008～2013 年を若干下回る程度になっている。これらの年齢の 2055～2060 年の純移動率は、男子の 0～4 5～9 歳 0.031、20～24 25～29 歳 0.080、25～29 30～34 歳 0.077、30～34 35～39 歳 0.050 であるのに対し、女子の 0～4 5～9 歳 0.037、20～24 25～29 歳 0.145、25～29 30～34 歳 0.094、30～34 35～39 歳 0.045 になると見通されている。2055～2060 年の男女年齢別純移動率の水準を 2005～2010 年と比較すると、これらの年齢階級では、おおむね 30～60% 程度の縮小となる。

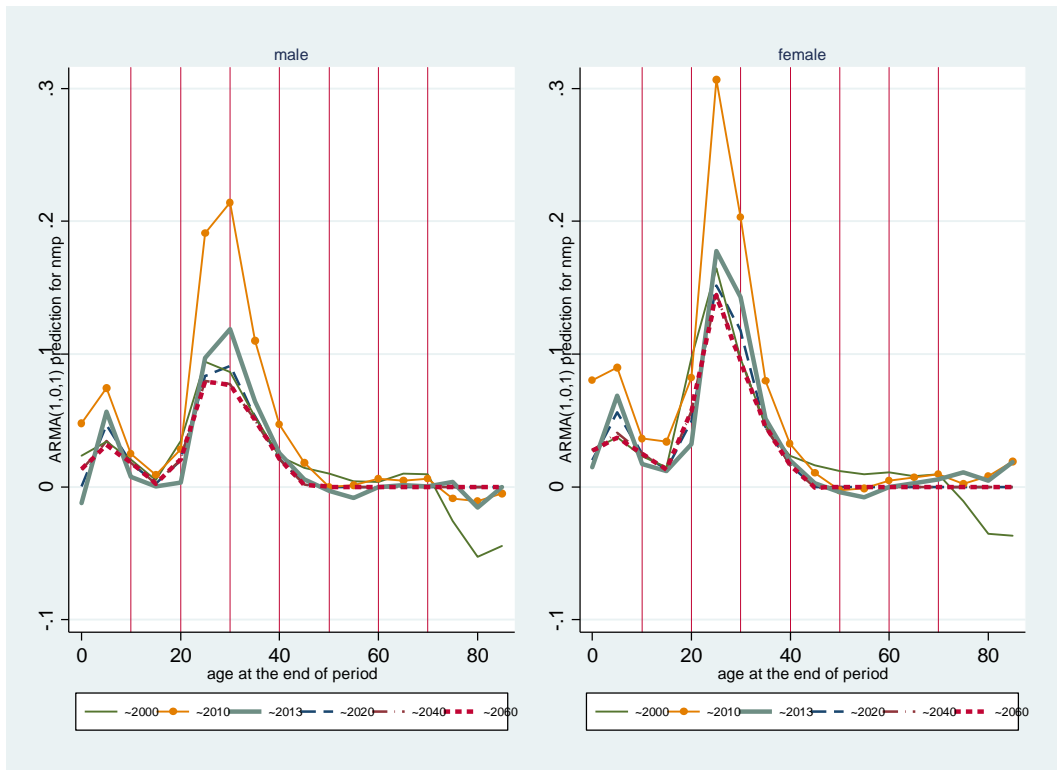


図 2-14 男女年齢別純移動率の推移：1995～2000 年から 2055～2060 年

2.5 . 将来人口の計算方法

人口学の基本方程式を用い、基準人口及び以上で設定された仮定値を適用することで将来の男女年齢別人口を推計するが、前述の通り、人口移動については過去の趨勢から期待される純移動率 ${}_5m_x^t$ ではなく転入超過数（男女年齢計） ${}_5M_x^t$ の仮定を用いる。そこで、将来の人口を計算する際、転入超過数の仮定と整合的なように将来の純移動率を男女年齢構造が維持されるよう一律に補正する。具体的には、過去の趨勢から期待される純移動率 ${}_5m_x^t$ の元で、 $t-5$ 年の男女年齢別人口及び $t-5 \sim t$ 年の男児女児出生数に発生する $t-5 \sim t$ 年の純移動数 ${}_5\hat{M}_x^t$ は[6]式で計算される。

$$\begin{aligned}
{}_5\hat{M}^t &= {}_5^m\hat{M}^t + {}_5^f\hat{M}^t \\
{}_5^m\hat{M}^t &= \frac{sr^t}{1+sr^t} \left[\sum_{x=15-19}^{45-49} \frac{1}{2} \left\{ {}^fP_{x-5}^{t-5} ({}_5^f s_x^t + {}_5^f m_x^t) + {}^fP_x^{t-5} \right\} {}_5^f f_x^t \right] \cdot {}_5^m m_{0-4}^t + \sum_{x=5-9}^{85+} {}^fP_{x-5}^{t-5} \cdot {}_5^m m_x^t \quad \dots[6] \\
{}_5^f\hat{M}^t &= \frac{1}{1+sr^t} \left[\sum_{x=15-19}^{45-49} \frac{1}{2} \left\{ {}^fP_{x-5}^{t-5} ({}_5^f s_x^t + {}_5^f m_x^t) + {}^fP_x^{t-5} \right\} {}_5^f f_x^t \right] \cdot {}_5^f m_{0-4}^t + \sum_{x=5-9}^{85+} {}^fP_{x-5}^{t-5} \cdot {}_5^f m_x^t
\end{aligned}$$

一方、 $t-5 \sim t$ 年の転入超過数として仮定された ${}_5M^t$ に対し、男女年齢構造が維持される

ように補正された将来の純移動率 ${}_5\tilde{m}_x^t$ は、[7]式を満たす。

$$\begin{aligned}
{}_5M^t &= {}_5^m\tilde{M}^t + {}_5^f\tilde{M}^t \\
{}_5^m\tilde{M}^t &= \frac{sr^t}{1+sr^t} \left[\sum_{x=15-19}^{45-49} \frac{1}{2} \left\{ {}^fP_{x-5}^{t-5} ({}_5^f s_x^t + {}_5^f \tilde{m}_x^t) + {}^fP_x^{t-5} \right\} {}_5^f f_x^t \right] \cdot {}_5^m \tilde{m}_{0-4}^t + \sum_{x=5-9}^{85+} {}^mP_{x-5}^{t-5} \cdot {}_5^m \tilde{m}_x^t \quad \dots[7] \\
{}_5^f\tilde{M}^t &= \frac{1}{1+sr^t} \left[\sum_{x=15-19}^{45-49} \frac{1}{2} \left\{ {}^fP_{x-5}^{t-5} ({}_5^f s_x^t + {}_5^f \tilde{m}_x^t) + {}^fP_x^{t-5} \right\} {}_5^f f_x^t \right] \cdot {}_5^f \tilde{m}_{0-4}^t + \sum_{x=5-9}^{85+} {}^fP_{x-5}^{t-5} \cdot {}_5^f \tilde{m}_x^t
\end{aligned}$$

補正の方法として、 ${}_5\tilde{m}_x^t = z^t \cdot {}_5m_x^t$ ($z^t > 0$) を仮定すると、[7]式は未知定数 z^t に関する 2

次方程式[8]式を与える。

$$\begin{aligned}
Az^{t^2} + Bz^t + C &= 0 \\
A &= \left[\sum_{x=15-19}^{45-49} \frac{1}{2} {}^fP_{x-5}^{t-5} \cdot {}_5^f m_x^t \cdot {}_5^f f_x^t \right] \cdot \left(\frac{sr^t}{1+sr^t} {}_5^m m_{0-4}^t + \frac{1}{1+sr^t} {}_5^f m_{0-4}^t \right) \\
B &= \left[\sum_{x=15-19}^{45-49} \frac{1}{2} \left\{ {}^fP_{x-5}^{t-5} \cdot {}_5^f s_x^t + {}^fP_x^{t-5} \right\} {}_5^f f_x^t \right] \cdot \left(\frac{sr^t}{1+sr^t} {}_5^m m_{0-4}^t + \frac{1}{1+sr^t} {}_5^f m_{0-4}^t \right) \quad \dots[8] \\
&\quad + \sum_{x=5-9}^{85+} ({}^fP_{x-5}^{t-5} \cdot {}_5^m m_x^t + {}^fP_{x-5}^{t-5} \cdot {}_5^f m_x^t) \\
C &= -{}_5M^t
\end{aligned}$$

この 2 次方程式の係数 (A, B, C) はおおむね以下の大きさに相当する。A は出生 0~4 歳の転入超過数の 2 分の 1、B は転入超過数から A を除くもの、C は転出超過数である

($-C \approx A + B$)。[8]式には $(B^2 - 4AC) > 0$ のとき実数解が存在するので、転入超過数 (年

齡計)にしめる出生 0~4 歳の転入超過数が 17%ほどを超えると実数解を解けなくなる。

ここでは、転入超過 (${}_5M_x^t > 0$) を仮定しており、過去の趨勢から期待される出生 0~4

歳の純移動率 ${}_5m_x^t$ は男女とも他の年齢に比べて極端に大きくはないため (図 2-14) [8]式

が解けない可能性は低い。なお、解は $z = \frac{-b + \sqrt{b^2 - 4ac}}{2a}$ で与えられる。

2.6 . 推計の種類

過去の趨勢を分析して設定した以上の仮定値を用いて実施する推計を「独自推計」と呼ぶ。本稿では、出生率、死亡率、移動率のそれぞれの人口動態率が将来の人口構造に及ぼす影響をみるため、独自推計のほか 5 つの種類 (シミュレーション) を実施し、結果を比較する。

第 1 は、2010~2015 年から 2055~2060 年の母の年齢別出生率を公式推計と同じ 2013 年の値 (TFR で 1.19 人) に固定する場合であり、「出生率一定」と呼ぶ (以下のケースも同様に、独自推計のために設定された仮定値を一つずつ変える)。第 2 は、2010~2015 年から 2055~2060 年の男女年齢別生残率を 2005~2010 年の値 (平均寿命は男性 78.9 歳、女性 84.2 歳) に固定する場合であり、「生残率一定」と呼ぶ。

残る 3 つの種類 (推計) は国際人口移動に関する仮定が将来の人口に及ぼす影響をみるものである。第 3 が、純移動率を男女年齢間で一定にして、純移動人口を期首人口の男女年齢割合で割り振る場合であり、「移動率一定」と呼ぶ。この場合も、転入超過数は独自推定で設定した値 (5 年で 140,500 人の転入超過) に合致させるので、純移動人口の男女年齢割合だけが変化する。第 4 は、将来の転入超過数を半減させ、5 年間の転入超過数を 70,250 人とする場合であり、「転入数半減」である。最後に、将来の転入超過数がゼロである場合を仮定する「封鎖人口」についても示す。

3 . シンガポールの将来人口推計結果

シンガポールにおける在住人口の将来推計結果について、過去の趨勢を検討して設定した出生率、生残率及び純移動率 (転入超過数は 5 年間で 140,500 人を固定) の仮定値を用いた結果 (「独自推計」と、Singapore Department of Statistics(2015a)による将来の人口 (「公式推計」) を比較する。なお、独自推計による男女年齢 (5 歳) 階級別シンガポール在住人口 (2010 年 (基準人口) と 2015~2060 年推計値) や推計に用いた男女年齢別仮定値は章末の結果表及び仮定値表 1~3-2 に掲載した。

3.1 . シンガポール在住人口総数の推移

推計の対象であるシンガポール在住人口総数の推移を図 3-1 に示す。推計の基準となる 2010 年あるいは 2013 年においては、シンガポール在住人口はそれぞれ 371.2 万人及び 384.5 万人であった。公式推計によると、シンガポール在住人口は 2040 年までに 433.7 万人に増加し、2060 年は 418.1 万人と見通されている。これに対し、独自推計によると、2040 年には 474.4 万人、2060 年は公式推計より約 68.5 万人 (16.4%) 多い 486.7 万人に増加するという結果になった。

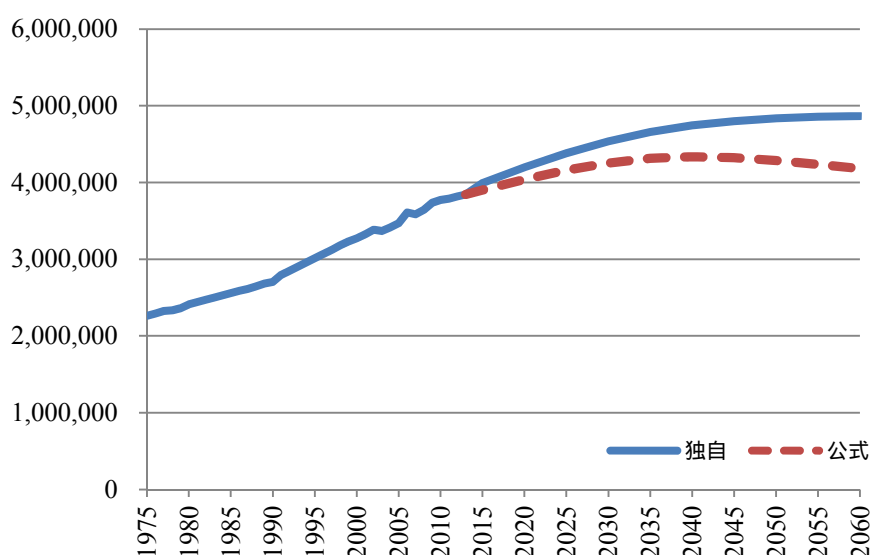


図 3-1 シンガポール在住総人口の推移：1975～2060 年

2010 年を 100 とした場合のシンガポール在住総人口の指数を比較すると、1975 年は 60.0 で 2010 年と比べ 4 割ほど少なかったが、公式推計の場合、2040 年は 115.0、2060 年には 110.9 と過去のペースと比べ今後 50 年の人口規模の変化は緩やかなものとなる。独自推計の場合、2040 年は 125.8、2060 年は 129.0 で、今後 50 年間で 3 割ほど人口が増加することが見込まれる。

期間 (5 年) 人口増加率をみると、1990～1995 年前後には 10% 前後の人口増加があったが、今後は、その増加ペースは着実に減速することが見込まれている。公式推計の場合、2010～2015 年の 3.5% から 2035～2040 年には 0.5% へ減速し、2040～2045 年には -0.3% となり人口減少が始まる。これに対し、独自推計の場合、2010～2015 年の 5.9% から、2035～2040 年の 1.9% を経て、2040～2045 年は 1.2%、2055～2060 年の 0.2% と、人口増加率は縮小するものの、対象とした 2060 年までの推計期間中、シンガポール在住人口は増加し続ける見通しである。

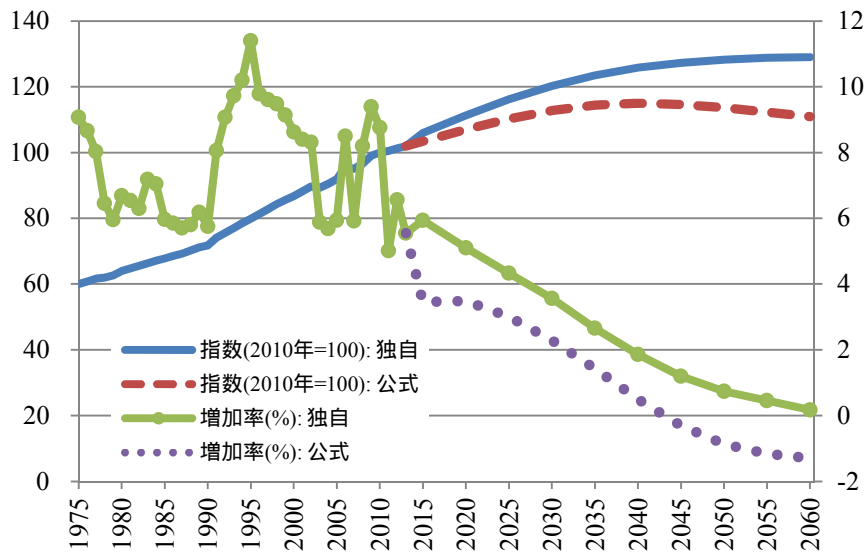


図 3-2 シンガポール在住総人口の指数（2010年=100）と人口増加率(%)の推移：
1975～2060年及び1970～1975年から2055～2060年

3.2. 年齢（3区分）別人口の推移

年齢別人口の推移をみると、シンガポールでは今後急速に高齢化が進行することが見通されている。2010年を100とした場合の年齢別人口の規模に関する指数をみると、0～19歳人口については、長期にわたり低迷する出生率を反映して公式推計でも独自推計でも今後一貫とした減少が見込まれており、独自推計と公式推計の結果にはほとんど違いがない（図 3-3）。2010年を100とした場合の0～19歳人口の指数は、1975年には113.1であったが、2020年には89.0（独自推計）と86.7（公式推計）となり、過去25年間に13%ほど

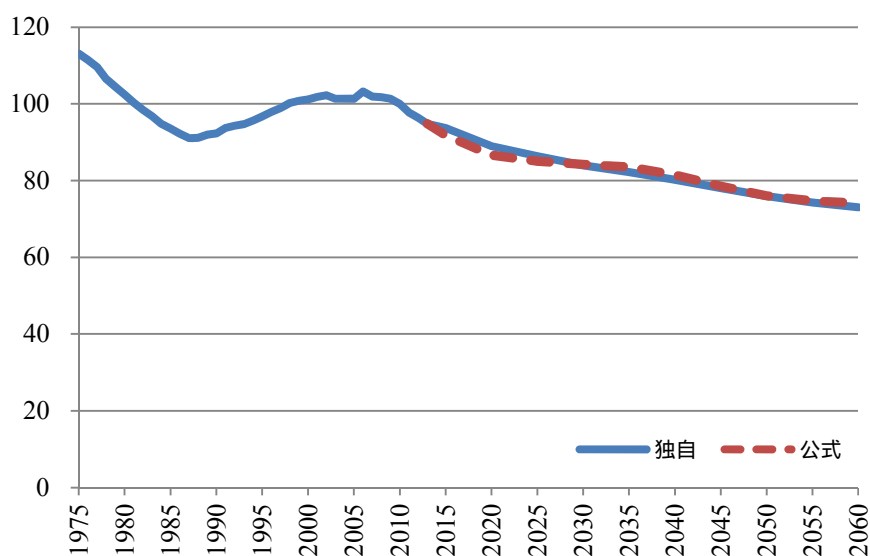


図 3-3 0～19歳人口の指数（2010年=100）：1975～2060年

0～19歳人口は減少したが、今後10年で11～13%ほど減少することが見込まれている。その後、2035年の82.3（独自推計）と83.6（公式推計）を経て、公式推計による0～19歳人口の減少率は加速し、2060年には73.1（独自推計）と74.1（公式推計）となる。

20～64歳人口については、独自推計と公式推計の結果が異なる。公式推計の結果によれば、2010年100とした場合の20～64歳の指数は、1975年の45.0から2020年の104.5まで増加してピークとなる。以後20～64歳人口は減少を開始し、2035年の97.8を経て2060年には86.4になる。独自推計の場合、20～64歳人口の指数は2035年の112.5まで増加して減少を始めるが、減少のペースは公式推計よりも緩やかで、2060年には105.7となる。公式推計の場合、低出生の影響で2060年の20～64歳人口の規模は2010年よりも小さくなるが、独自推計によると20～64歳人口は今後長期にわたり現在と同程度の規模が維持される。

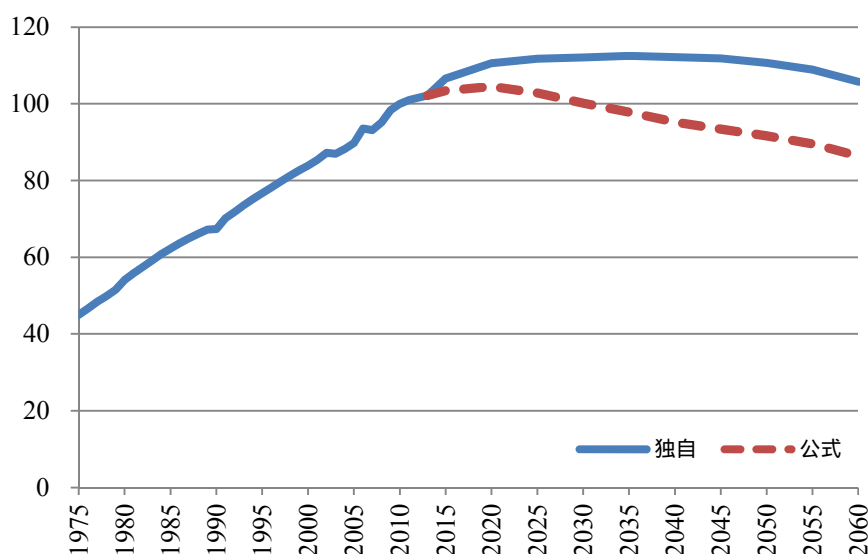


図 3-4 20～64歳人口の指数（2010年=100）：1975～2060年

2010年を100とした場合の65歳以上人口の指数をみると（図3-5）、1975年（27.0）から1993年（54.0）の18年間で2倍になり、さらに2012年（111.9）までの19年間で2倍になった。今後も、65歳以上人口は、指数関数的に増加することが見込まれている。公式推計の場合、2025年に234.3となり200を超えると、2040年に352.7になる。以後は増加のペースを若干緩やかにして、2060年には392.5になる。独自推計によると、2025年に229.5、2040年に350.6、2050年に400.5になり65歳以上人口は2010年の4倍以上になる。さらに、65歳以上人口は2060年の454.2まで増加し続ける。独自推計の65歳以上人口は2040年までは公式推計よりも若干少なくなっているが、2040年以後公式推計では65歳以上人口の増加率が緩やかになるのに対し、独自推計では2040年以後も2040年以前と同様のスピードで65歳以上人口は増加し続けることが見込まれている。独自推計で

は 2030 年頃より後の期間は公式推計よりも大きな死亡水準の低下を見込んでおり、また将来の高齢者となる 20～64 歳人口も公式推計より独自推計の方が多いためと考えられる。

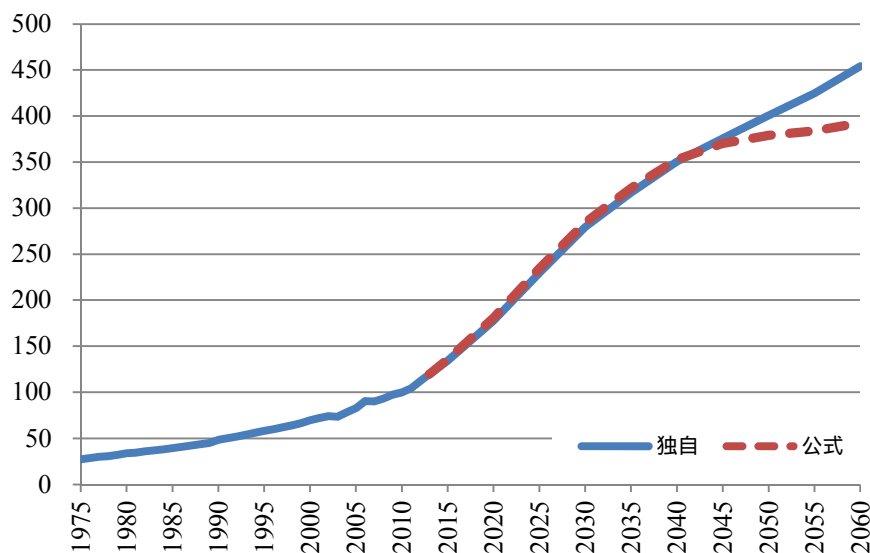


図 3-5 65 歳以上人口の指数 (2010 年=100): 1975～2060 年

将来の年齢 3 区分別人口割合をみると、65 歳以上人口割合の増加が目立つ (図 3-6)。まず、20～64 歳人口割合は、1975 年 50.0%から 1985 年の 61.2%へ増加し、2011 年に 67.0%のピークを迎えた後は減少を開始し、2060 年の 54.6% (独自推計)あるいは 52.0% (公式推計)へと一貫して減少する。独自推計と公式推計を比較すると、独自推計の方が 2030 年以後の期間で 3～4%ポイント程度大きいという差があるが、変化のパターンは似ており、過去 30 年程度かけて増加した分を今後 50 年程度かけて減少するという点も共通する。

一方、0～19 歳人口割合は、1975 年には 48.1%で 20～64 歳人口割合と同程度であったが、1985 年 33.6%、2010 年は 24.3%になり、2025 年に 18.1% (独自推計)と 18.8% (公式推計)、2060 年には 13.8% (独自推計)と 16.3% (公式推計)というように一貫して減少する。他方で、1975 年は 4.0%にすぎなかった 65 歳以上人口割合については、2000 年に 7.2%になり、高齢化社会を迎えた。そして、2010 年の 9.0%から、2020 年には 14.3% (独自推計)と 15.2% (公式推計)になり、高齢社会を迎える。さらに、2025 年に 17.7% (独自推計)と 19.1% (公式推計)で 0～19 歳人口と同じか大きい水準になり、2030 年に 20.9% (独自推計)と 22.6% (公式推計)で超高齢化社会に突入し、2060 年には 31.6% (独自推計)と 31.8% (公式推計)となり、50 年後のシンガポール在住人口の 3 割を占めるまで増加する。独自推計と公式推計を比較すると、2040 年代に公式推計が独自推計より 3%ポイント程度大きくなるが、2060 年の 65 歳以上人口割合にはほとんど差がなく、推計期間を延長すれば独自推計の高齢化の方がより深刻になるであろう。

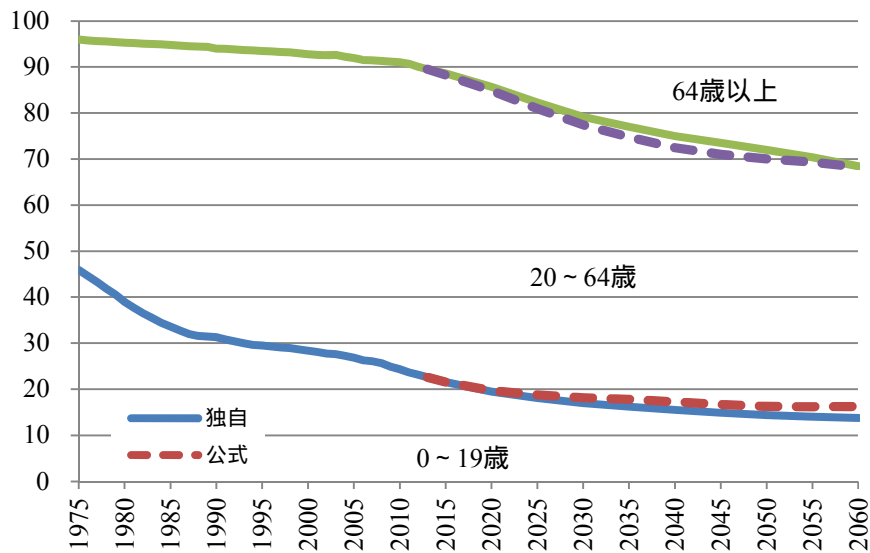


図 3-6 年齢(3区分)人口割合(%)の推移：1975～2060年

高齢人口の急速な増加は、税制や社会保障制度等での現役世代の負担を重くする。高齢者支援率、すなわち 20～64 歳人口一人あたりの 65 歳以上人口の推移をみると(図 3-7) 1980 年代半ば頃までは 12 人程度で推移していたが、1980 年代半ばから高齢者支援率は急速に低下を始め、1995 年に 10 人を下回り、2005 年に 8.07 人、2013 年には 6.36 人にまで低下している。今後も高齢者支援率は急速に低下し、2020 年には 4.62 人(独自推計)と 4.29 人(公式推計)で 5 人を下回り、2030 年に 2.98 人(独自推計)と 2.62 人(公式推計)、2055 年には 2 人を下回り 2060 年には 1.73 人(独自推計)と 1.64 人(公式推計)になる見通しである。

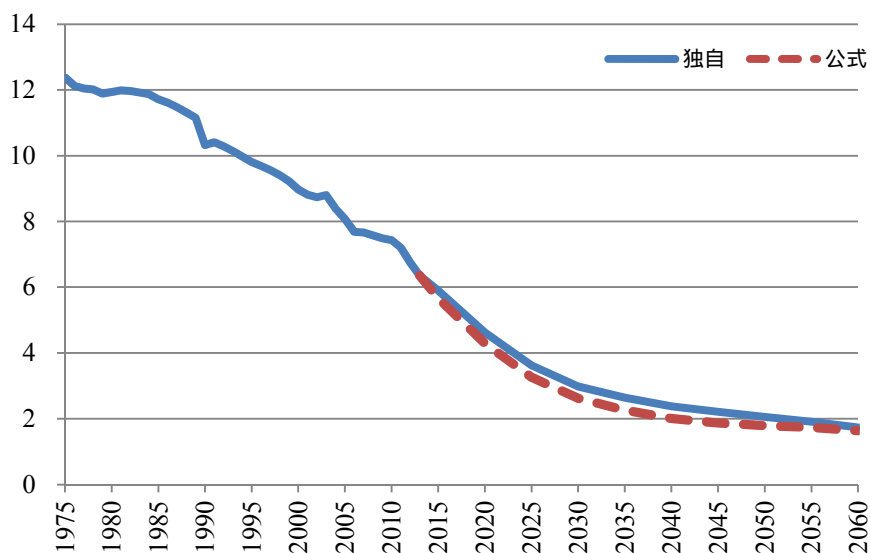


図 3-7 高齢者支援率(%)の推移：1975～2060年

4. 将来の人口動態率がシンガポールの将来人口推計結果に及ぼす影響

シンガポールにおける在住人口の将来推計について、出生率、死亡率、移動率のそれぞれの人口動態率が将来の人口構造に及ぼす影響をみるために実施した5つの種類の推計結果を比較する。前述(2.6節)の通り、5つの種類の推計とは、2013年の母の年齢別出生率を固定する場合(「出生率一定」)、2005~2010年の男女年齢別生残率を固定する場合(「生残率一定」)、残りの3つは国際人口移動の影響を見るもので、転入超過人口を期首人口の男女年齢割合で割り振る「移動率一定」、推計期間中の5年毎の転入超過人口を140,500人から70,250人にする「転入数半減」と転入超過数がゼロである場合を仮定する「封鎖人口」である。

比較の対象としては、過去の趨勢を検討して設定した出生率、生残率及び純移動率(転入超過数は5年間で140,500人を固定)の仮定値を用いた独自推定の結果と、可能な限りにおいて、公式推計を用いた。

4.1. シンガポール在住人口総数に及ぼす影響

シンガポール在住人口総数の推移を図4-1に示す。2060年時点で比較すると、出生率一定の507.1万人、独自推計の486.7万人、生残率一定の447.7万人、移動率一定の415.8万人、公式推計の418.1万人、転入数半減の392.7万人、封鎖人口の298.8万人の順に多い。2060年の時点で、5つのシミュレーションの結果を独自推計と比較すると、シンガポール在住人口総数は、出生率一定は独自推定に対し+20.5万人(+4.2%)、生残率一定は-39.0万人(-8.0%)、移動率一定は-70.8万人(-14.6%)、公式推計は-68.5万人(-14.1%)、転入

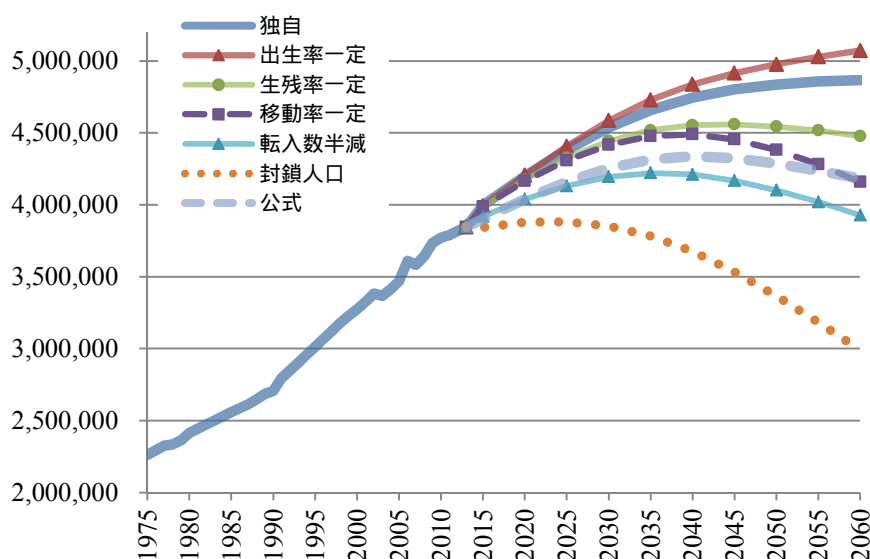


図 4-1 シンガポール在住総人口の推移：1975～2060年

数半減は-94.0万人(-19.3%)、封鎖人口は-187.9万人(-38.6%)ほど変化している。すなわち、たとえば、独自推計で見込まれた今後の出生率の低下がない場合、2010～2060年の50年間で、シンガポール在住人口は20万人ほど増加し、逆に過去の趨勢にしたがった今後の出生率の低下は今後50年間で在住人口を20万人ほど減少させる。人口動態率に関する5つシミュレーションのうち、在住人口総数に対し最も大きな影響を及ぼすのは封鎖人口の仮定であり、続いて転入数を半減させる場合、純移動率を男女年齢間で一定にする場合の順に影響が大きい。いずれも国際人口移動に関する仮定であり、将来のシンガポール在住人口の規模は移民政策に強く左右されることがわかる。

シンガポール在住人口の増加率を図4-2にみた。推計期間の最終期である2055～2060年においても人口増加率が正、すなわち推計期間中の人口が一貫して増加するのは出生率一定と独自推計のケースのみであり、その他のケースの人口は推計期間中に減少を開始する。人口減少を開始する期間をみると、最も早い封鎖人口では2025～2030年である。シンガポールが外国人の受け入れを停止した場合、10～15年以内に在住人口は減少を開始することになる。その他のケースについて人口減少を始める時期をみると、2035～2040年から人口増加率がマイナスになるのが転入数半減、2040～45年には移動率一定と公式推計で人口減少が始まり、残る生残率一定については2045～2050年に人口増加率が初めてマイナスになる。これら4つのケースについては、転入数半減、公式推計、生残率一定の3つのケースの人口減少速度が2040～2045年以後若干緩やかになるのに対し、移動率一定の人口増加率は低下を続け、2055～2060年の人口減少率は封鎖人口の次に大きくなる。移動率一定の人口減少率が大きくなるのは、独自推計では45～49歳～55歳以上の純移動はゼロと仮定しているが、移動率一定の場合には期首人口の男女年齢割合で純移動人口を割り振るので、人口の高齢化にしたがって、高齢人口の転入数が相対的に増え逆に若年人口の転入数が相対的に減少する。すなわち、独自推計で設定された純移動率による転入人口の年齢構造は若く、転入人口による総人口の若返りがある一方で、移動率一定では転入人口も高齢化している。このため、後にみるように、独自推計と比べて移動率一定の出生数は減少し、死亡数は増加することになる。

2055～2060年の人口増加率は出生率一定の+0.9%、独自推計の+0.2%、生残率一定の-0.9%、公式推計の-1.3%、転入数半減の-2.3%、移動率一定の-2.9%、封鎖人口の-6.1%の順に大きくなっている。先にも指摘したとおり、人口減少率が高いのは国際人口移動に関する仮定を変更する場合であり、将来のシンガポール在住人口の動向は移民政策に強く左右される。

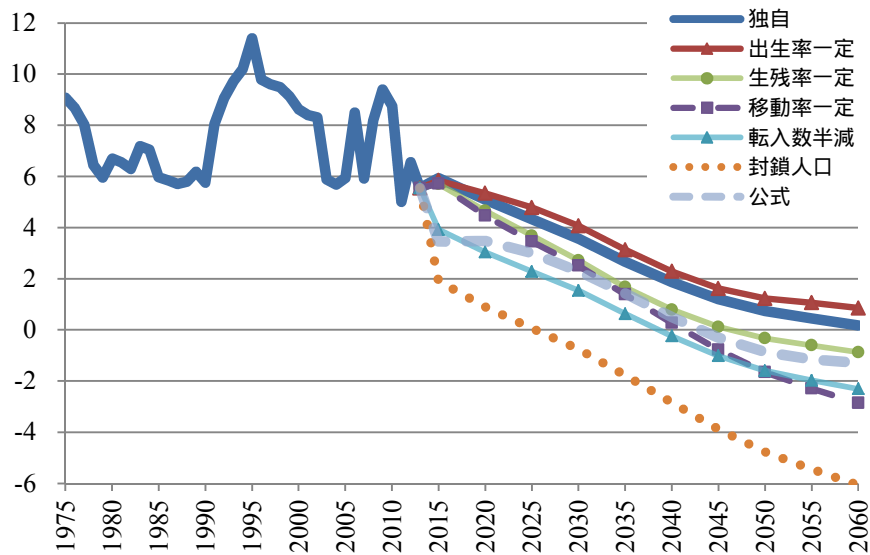


図 4-2 シンガポール在住総人口の増加率(%)の推移：
1975～2060年及び1970～1975年から2055～2060年

4.2 . 自然増加率（粗出生率と粗死亡率）及び社会増加率

コーホート要因法による人口推計における人口変動の要因のうち粗出生率（百分比）の推移をみたのが図 4-3 である。ここでいう粗出生率とは $x-5 \sim x$ 年の出生数を $x-5$ 年の 0 歳以上人口（100 人単位）で除したものであり、推計で用いられる出生率仮定値とは異なり、将来の再生産年齢女子人口と期首人口規模によって決まる推計結果である。

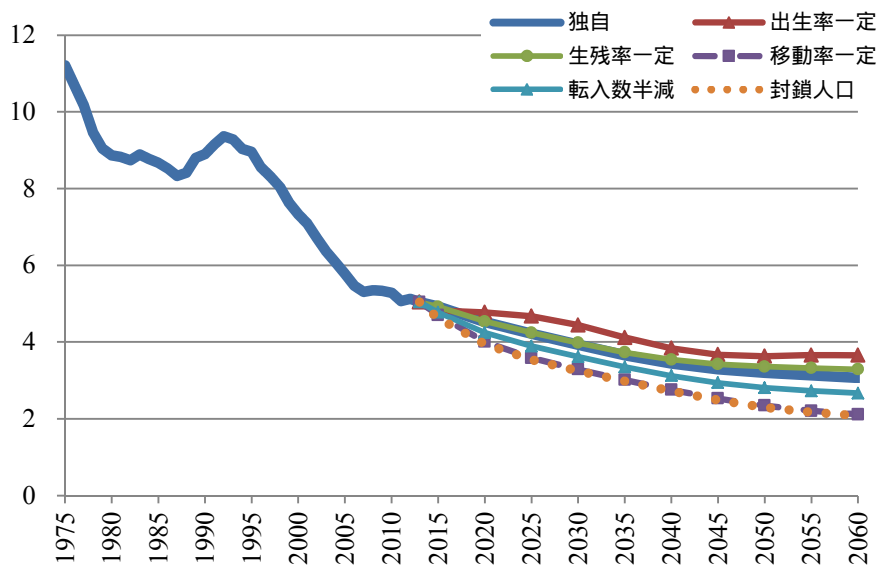


図 4-3 粗出生率(%)の推移：1970～1975年から2055～2060年

出生率一定の 2050～2055 年を除くすべてのケースで、粗出生率は 2010～2015 年から 2055～2060 年まで一貫して減少する。独自推計の場合、シンガポール在住人口総数 100 人あたりの 2005～2010 年の粗出生率は 5.29 であったが、2025～2030 年に 3.93 になり、2055～2060 年は 3.07 であった。5 つのシミュレーションによる粗出生率を 2055～2060 年で比較すると、出生率一定 3.66、生残率一定 3.29、独自推計 3.07、転入数半減 2.67、移動率一定 2.11、封鎖人口 2.08 の順に大きい。2055～2060 年の粗出生率を独自推計の結果と比較すると、出生率一定は+0.59 (+19.2%)、生残率一定は+3.29 (+7.2%)、転入数半減は-0.40 (-13.1%)、移動率一定は-0.96 (-31.1%)、封鎖人口は-0.99 (-32.4%) ほど変化している。出生率一定ケースは 2013 年の母の年齢別出生率 (TFR で 1.19 人) を固定しているが、その他のケースでは独自推計と同じ年齢別出生率 (TFR で 2010～2015 年の 1.24 人から 2025～2030 年に 1.09 人になり、以後ほとんど変化しないもの) を用いているため、出生率一定以外のケースについて、その差は再生産年齢女子人口と総人口規模の違いが反映されたものである。後にみるように、生残率一定は独自推計より高齢人口が少なくなることで期首人口が少なくなり粗出生率は相対的に大きくなる。転入数半減や移動率一定も独自推計と比べ総人口規模は小さくなるのだが、若年女子における転入人口が減少することが出生数を少なくする影響が大きいため、粗出生率は独自推計より小さくなる。転入数半減と移動率一定の比較では、再生産女子人口は移動率一定の方が小さく、総人口規模は移動率一定の方が大きいため、粗出生率は低くなる。

図 4-4 に粗死亡率 (百分比) の推移をみた。ここでいう粗死亡率とは $x-5 \sim x$ 年の死亡数を $x-5$ 年の 0 歳以上人口 (100 人単位) で除したものであり、推計で用いられる生残率仮定値とは異なり、将来人口の男女年齢構造によって決まる推計結果である。

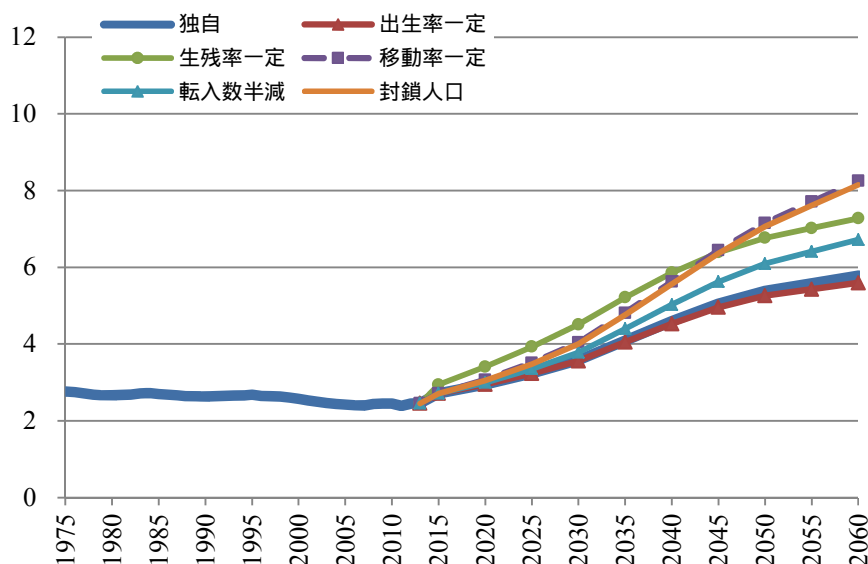


図 4-4 粗死亡率 (%) の推移 : 1970～1975 年から 2055～2060 年

1970～1975年以後2005～2010年までの粗死亡率は2.4～2.7の範囲にあり、ほとんど変化しなかった。今後は急速な人口の高齢化を反映し、独自推計と5つのシミュレーション結果のすべてで、粗死亡率は2010～2015年から2055～2060年まで一貫して増加することが見通されている。独自推計の場合、シンガポール在住人口総数100人あたりの2005～2010年の粗死亡率は2.45であったが、2030～2035年に4.09になり、2040～2045年に5.05、2055～2060年は5.79になる。5つのシミュレーションによる粗死亡率を2055～2060年で比較すると、出生率一定5.59、転入数半減6.72、生残率一定7.27、封鎖人口8.15、移動率一定8.25の順に小さい。2055～2060年の粗死亡率を独自推計の結果と比較すると、出生率一定は-0.19(-3.5%)、転入数半減は+0.93(+16.7%)、生残率一定は+1.49(+26.6%)、封鎖人口は+2.36(+42.2%)、移動率一定は+2.46(44.1%)ほど変化している。生残率一定ケースは2005～2010年の男女年齢別生残率の値(平均寿命は男性78.9歳、女性84.2歳)を固定しているが、その他のケースでは独自推計と同じ男女年齢別生残率(平均寿命でみて、2010～2015年男78.9歳、女83.9歳から2055～2060年には男86.7歳、女89.4歳になるもの)を用いているため、生残率一定以外のケースについて、その差は将来人口の男女年齢構造の違いが反映されたものである。5～9歳以上の死亡率は年齢の単調増加関数であるため、人口の年齢構造が高齢であるほど粗死亡率は高くなる。後にみるように、移動率一定は高齢層にも転入人口があるため、最も急速に高齢化が進むものである。生残率一定の場合には、若年人口に転入があるため、死亡確率(仮定値)が独自推計のより高くても、(2040～2045年以後)粗死亡率は移動率一定より小さくなる。転入数半減についても、このような若年層への転入超過が独自推計より少なくなることによって粗死亡率は高くなっている。

図4-5では自然増加率をみた。自然増加率は、言うまでもなく粗出生率から粗死亡率を差し引いたものであり、人口移動がない場合の人口増加率に一致する。

1970～1975年から2005～2010年の自然増加率は、この間の出生数の変動を反映しており、1970～1975年の8.4%から1982～1987年の5.7%に減少し、1992～1997年に6.7%に増加するものの、2001～2006年の3.1%、2008～2013年の2.6%へ減少している。独自推計によると、2025～2030年の0.4%から2030～2035年の-0.4%にかけて、シンガポール在住人口は自然減少を開始し、2040～2045年に-1.8%、2055～2060年は-2.7%の自然減少が見込まれている。

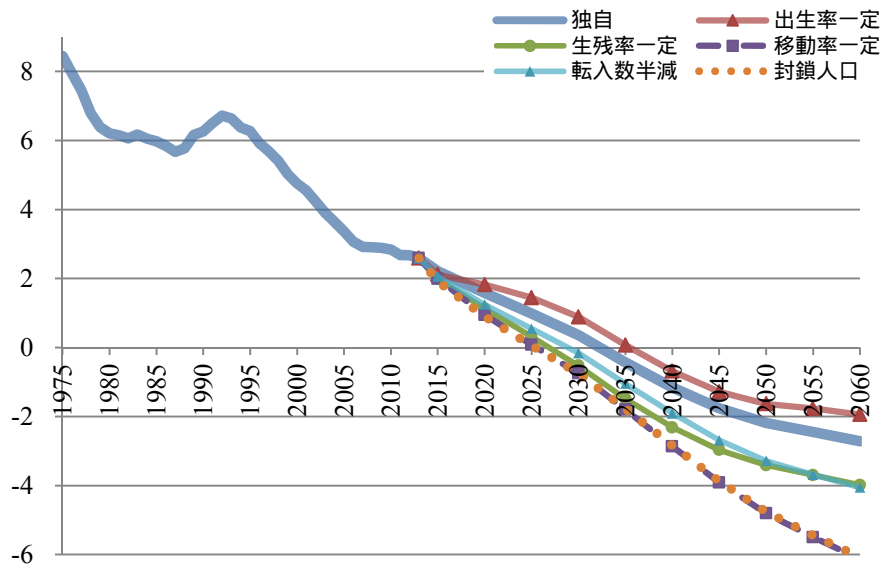


図 4-5 自然増加率(%)の推移：1970～1975年から2055～2060年

自然減少を開始する期間をみると、最も早い封鎖人口と転入数半減は2025～2030年、続いて2030～2035年に独自推計、生残率一定、移動率一定が自然減少を開始し、残る出生率一定についても2035～2040年以後は自然減となる。2055～2060年の自然増加率を比較すると、出生率一定の-1.9%、独自推計の-2.7%、生残率一定の-4.0%、転入数半減の-4.1%、封鎖人口の-6.1%、移動率一定の-6.1%の順に大きく、減少速度が緩やかである。

コーホート要因法による人口推計における人口変動の要因として、残された社会増加率の推移を図4-6にみた。本稿の推計では、率ではなく、転入超過数について仮定を設定して

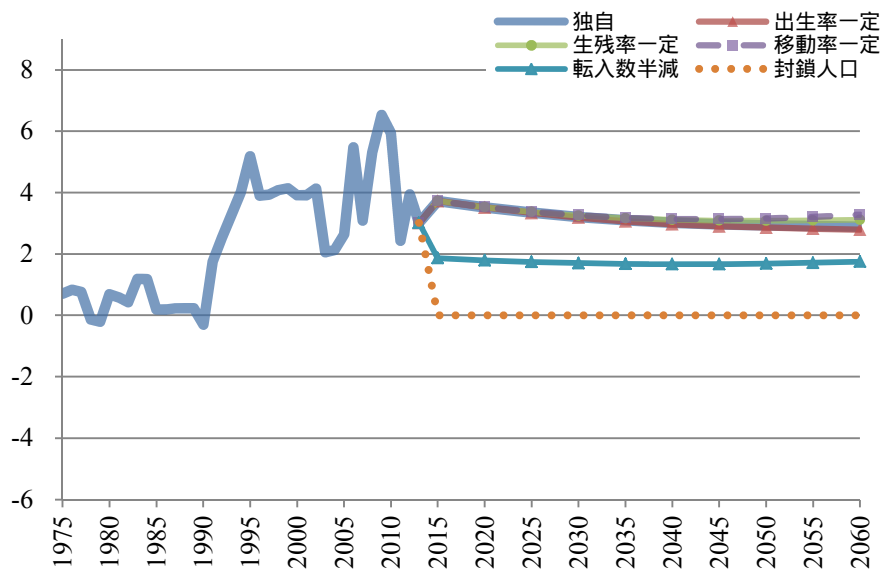


図 4-6 社会増加率(%)の推移：1970～1975年から2055～2060年

いるので、総人口が増加すると社会増加率は低下するし、総人口が減少すると社会増加率は上昇することになるが、変化幅は限定的である。2010～2015年から2055～2060年の社会増加率は、転入数半減の場合で1.7～1.9%、封鎖人口を除くその他のケースは2.8～3.7%の範囲で推移する。

図4-7は、自然増加率(%)に社会増加率(%)を縦軸の正負を逆に重ねたものである。社会増加率より自然減少率が大きくなったとき、総人口は減少するので、社会増加率の線を自然増加率が上から横切るとき、人口減少が開始する。図4-7をみると、社会増加率の大きさが人口減少の開始時期と深く関わっていることがわかる。

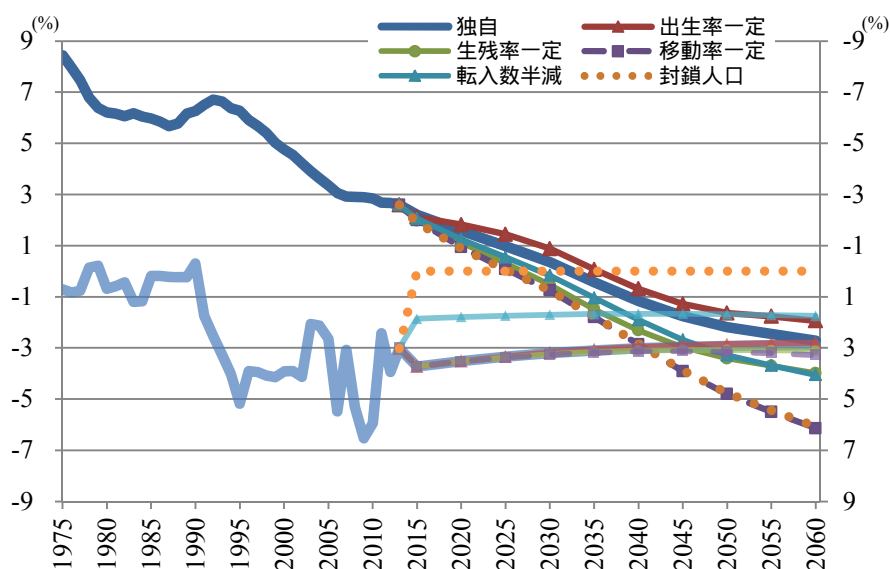


図4-7 自然増加率(右軸)と社会増加率(左軸)の推移：
1970～1975年から2055～2060年

4.3. 年齢別人口に及ぼす影響

年齢別人口の推移を見ると、出生率、死亡率、移動率のそれぞれの人口動態率が比較的大きな影響を及ぼしていることがわかる。2010年を100とした場合の0～19歳人口の指数は、生残率一定と公式推計、独自推計の結果にはほとんど違いはない(図4-8)。一方、出生率一定については、2025年頃から独自推計等より大きくなる。独自推計によると、2013年の94.8から2020年89.0、2025年86.4、2035年82.3、2050年75.9、2060年には73.1へと、0～19歳人口の指数は一貫して小さくなっていった。これに対し、出生率一定の場合、2020年89.6、2025年89.2になると2035年の91.0へ上昇したあと減少し、2050年86.4、2060年には85.7と推移する。独自推計と出生率一定を比較すると、独自推計で見込まれているような過去の趨勢にしたがった今後の出生率の低下は、今後50年間で0～19歳人口を15%ほど減少させることになる。ただし、公式推計と出生率一定の母の年齢別出生率仮定

値は同程度の水準にある。公式推計と比較して出生率一定で見込まれている転入超過数と男女年齢別純移動率（転入人口の男女年齢割合）によって再生産女子人口が多くなっていることの影響とみることもできる（後述）。独自推計と比較して出生率一定で過去の趨勢にしたがった出生率の低下がない場合に0～19歳人口が15%ほど少なくなる一方で、公式推計（出生率一定と同程度の出生率が用いられているはずのもの）と独自推計（将来の出生率は低下する）の0～19歳人口指数が同程度であるということは、独自推計の再生産女子人口が公式推計より多くなっていないかならないことになるわけである。

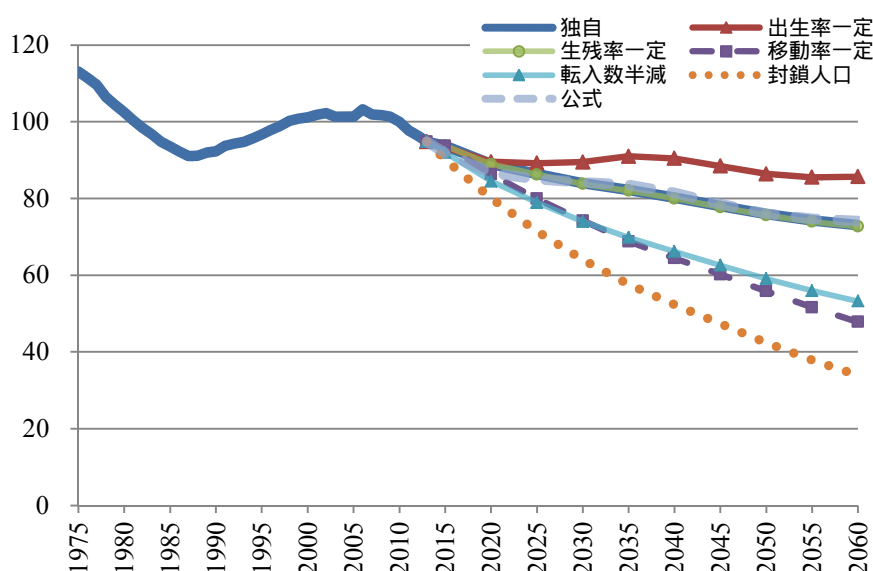


図 4-8 0～19 歳人口の指数（2010 年=100）：1975～2060 年

2060 年の 0～19 歳人口の指数を比較すると、出生率一定の 85.7、公式推計・独自推計・生残率一定の 74.1～72.7、転入数半減の 53.2、移動率一定の 47.8、封鎖人口の 33.9 の順に大きく、最後の 3 つのケースは独自推計と比べ、転入人口が減少し、再生産女子人口が少なくなることの影響である。封鎖人口によると、シンガポールが外国人の受け入れを停止した場合、2060 年までの 50 年間に 0～19 歳のシンガポール在住人口は半減することになる。

20～64 歳人口については、独自推計と公式推計の結果が異なっていた。5 つのシミュレーションの結果を比較すると、2010 年を 100 とした場合の 20～64 歳人口の指数を 2060 年時点についてみると 56.9～109.3 の幅があり、2010 年から 2060 年の変化のパターンはおおむね 3 つのグループに分けることができる（図 4-9）。20～64 歳人口の指数が最も大きいグループの出生率一定、独自推計と生残率一定では、2060 年時点での 20～64 歳人口の指数は 109.3～103.8 の範囲である。次に大きいのは、公式推計、転入数半減と移動率一定で、2060 年時点で 86.4～78.7 の範囲である。残された封鎖人口はこれらと比べると 20～64 歳人口の減少幅が大きく、2060 年の時点で指数は 56.9 になる。20～64 歳という年齢層

では死亡率の水準がそれほど高くなく、出生率の差の影響も推計期間の後半に入らなければ現れないので、これらグループ間の差はおおむね国際人口移動の状況を反映したものと考えることができる。実際、独自推計、転入数半減及び封鎖人口の違いは将来の転入超過数のみであり、2060年時点の20～64歳人口の指数は、独自推計が転入数半減の1.3倍ほど、封鎖人口は転入数半減の0.7倍ほどになっている。

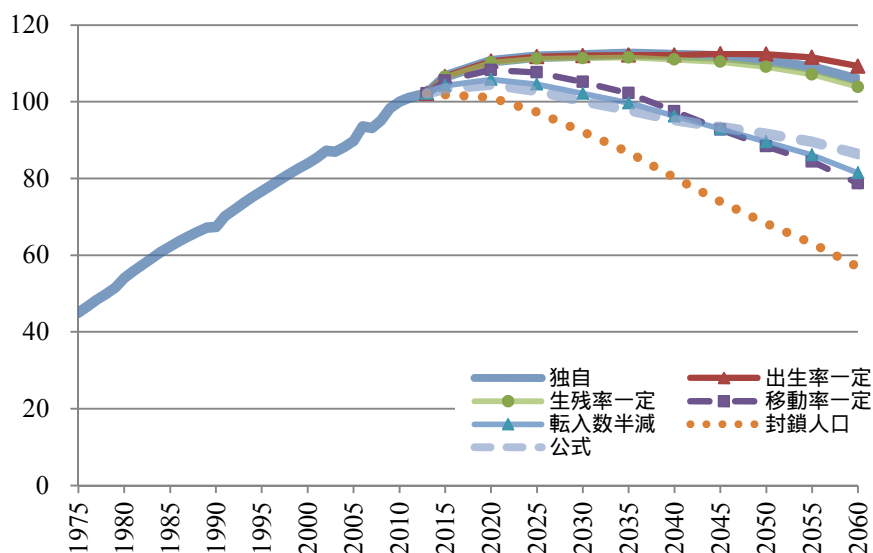


図 4-9 20～64歳人口の指数（2010年=100）：1975～2060年

65歳以上人口については、いずれのケースにおいても急速な増加が見込まれている（図4-10）。ただし、封鎖人口の場合、2050年にピークを迎えた後、2060年にかけて65歳以上人口も減少を開始する。その他のケースは2060年までの推計期間中、65歳以上人口が一貫して増加する。生残率が高いほど、40～50歳代人口など後に65歳以上になるコーホートが多いほど、65歳以上人口は多くなる。2010年を100とした場合の65歳以上人口の指数が最も大きくなるのは移動率一定であり、指数は514.0で2060年の65歳以上人口は2010年の5倍以上になる。独自推計と比較しても移動率一定の65歳以上人口が突出して大きくなるのは、転入超過人口を高年齢層にも割り振っているためである。

その他のケースについては、65歳以上人口の指数は、独自推計（454.2）、出生率一定（454.0）、転入数半減（410.6）、公式推計（392.5）、封鎖人口（268.2）、生残率一定（353.9）の順に大きい（括弧内は2060年時点の指数の値）。先にみた通り、独自推計の65歳以上人口が公式推計より多くなるのは、2030年頃より後の期間について独自推計は公式推計よりも大きな死亡水準の低下を見込んでおり、かつ将来の高齢者となる20～64歳人口も公式推計より独自推計の方が多いためであろう。独自推計より転入数半減の差の方が指数が小さいのは、転入数半減の方が20～64歳人口が少ないことによる。公式推計と転入数半減の結果はおおむね同水準にあり、公式推計に対する独自推計の死亡水準の低下（生残率の改善）

と、独自推計が転入数半減と比べ転入超過数を倍加させることを通じ若年人口が増加し将来の65歳以上人口が増加するという影響は、65歳以上人口を同程度増加させる（後者の影響が大きい可能性を最後のまとめに指摘する）。

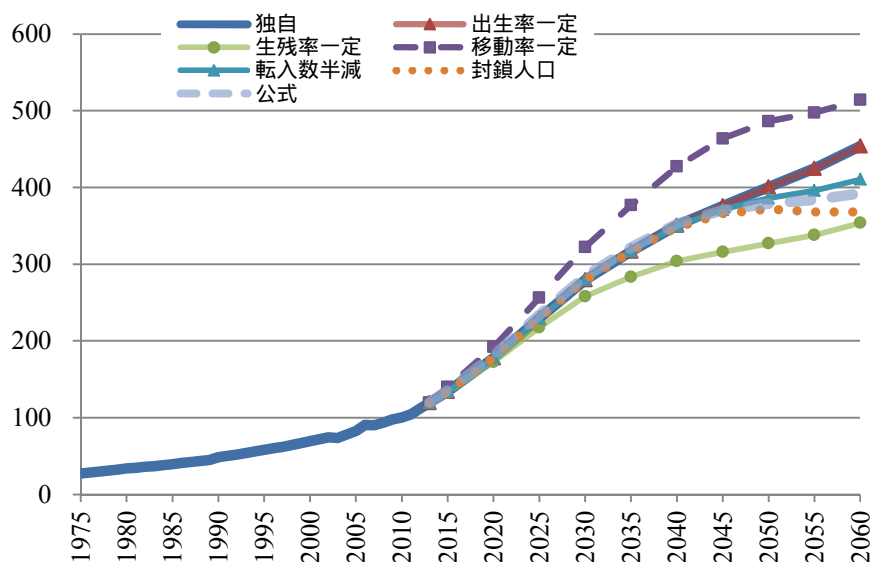


図 4-10 20～64歳人口の指数（2010年=100）：1975～2060年

65歳以上人口の増加が最も緩やかなのは、生残率一定のケースである。独自推計は生残率一定と比較して、2010～2015年以後の生残率の改善を仮定するので、独自推計と生残率一定の差が過去の趨勢にしたがった場合の生残率の改善による65歳以上人口の変化に対応する。2010年を100とした場合の65歳以上人口の指数を、独自推定と生残率一定で比較すると生残率一定では2030年頃から65歳以上人口の増加が緩やかになる。2013年の65歳以上の指数は119.5であり、2025年の独自推定229.5は生残率一定の217.6と大きな差はないが、2030年には独自推定の279.6対して生残率一定は258.0となり、2045年は独自推定376.1に対し生残率一定は315.9、そして2060年には独自推定454.2に対し生残率一定の353.9と100ポイント以上の差が生ずる。

出生率、死亡率、移動率のそれぞれの人口動態率が、年齢別人口に影響を及ぼすので、5つのシミュレーションの高齢者支援率の見通しも異なったものになる。急速な少子高齢化により、いずれのケースにおいても今後の高齢者支援率は一貫して低下する点は共通するものの、2060年の高齢者支援率を比較すると、移動率一定の1.14、封鎖人口の1.15、転入数半減の1.47、公式推計の1.64、独自推計の1.73、出生率一定の1.79、生残率一定の2.18の順に小さい（図4-11）。封鎖人口と移動率一定の高齢者支援率が同程度の水準になるのは、封鎖人口の方が移動率一定より20～64歳人口が少ない分、移動率一定の65歳以上人口が多いためである。また、封鎖人口の高齢者支援割合は独自推計の約3分の2で、シンガポールが外国人の受け入れを停止した場合、2060年には65歳以上人口5人あたりの20～64

歳人口は約 9 人から約 6 人に減少する。生残率一定と独自推計を比較すると、生残率の改善による 65 歳以上人口の増加は 2060 年までに 65 歳以上人口 5 人あたりの 20～64 歳以上人口は約 11 人から約 9 人に減少させる。

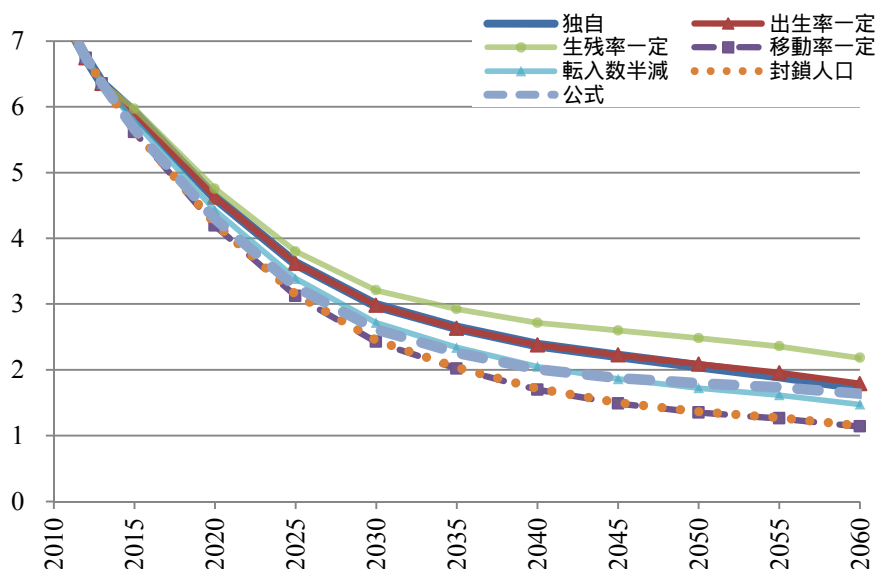


図 4-11 高齢者支援率(%)の推移：2000～2060年

5. まとめ

本稿では、男女年齢別シンガポール在住人口の将来推計を実施し、出生率、死亡率、移動率のそれぞれの人口動態率を個別に変化させるシミュレーションを行うことで、シンガポールにおける今後の人口変動のパターンと要因を検討した。シンガポール政府統計局の公式推計では出生率が固定されており、転入超過人口の男女年齢割合も明らかにされていないため、今後の人口変動の要因についてあまり詳しいことはわからない。本稿では、独自推計を実施するため、1957年から2013年までのデータを用いて、出生率、死亡率、純移動率の過去の趨勢を分析し、それぞれに過去の趨勢にしたがった場合の仮定値を2055～2060年まで男女年齢別に設定した。

独自推計の結果は、シンガポール在住人口総数については公式推計では2040年前後に減少に転じるのに対し、2060年まで増加し続けており、公式推計に比べ20～64歳人口も65歳以上人口も多く、独自推計で推計された人口の方が総じて多くなっていた。また、今後の出生率が過去の趨勢にしたがって低下する場合には、今後50年間で在住人口を20万人ほど減少させることなどがわかった。

人口動態率に関する5つのシミュレーションの結果を用いて、独自推計や公式推計による今後の人口変動の要因を調べたところ、シンガポール在住人口総数に対しては、封鎖人口の仮定が最も大きな影響を及ぼしていた。続いて転入数を半減させる場合、純移動率を

男女年齢間で一定にする場合の順に総人口を減少させることの影響が大きかった。いずれも国際人口移動に関する仮定であり、将来のシンガポール在住人口の規模は移民政策に強く左右されていた。また、人口減少の開始時期、高齢化の進行度合いも、社会増加率の大きさと深く関わっていた。たとえば、2010 年を 100 とした場合の 2060 年の 20～64 歳人口の指数は、独自推計の 105.7 に対し、封鎖人口は 56.9 になっていた。20～64 歳という年齢層では死亡率の水準がそれほど高くなく、出生率の差の影響も推計期間の後半に入らなければ現れないので、国際人口移動の状況が反映される結果となる。さらに、生産年齢人口の減少は再生産年齢女子人口の減少をとまなうので、封鎖人口でシンガポールが外国人の受け入れを停止した場合、今後 2060 年までの 50 年間に 0～19 歳のシンガポール在住人口は半減することになる。また、人口の年齢構造を変化させるため、封鎖人口の高齢者支援率は独自推計の約 3 分の 2 程度になり、シンガポールが外国人の受け入れを停止した場合には 2060 年には 65 歳以上人口 5 人あたりの 20～64 歳人口は約 9 人から約 6 人に減少することになる。

公式推計ではシンガポール在住人口総数が 2040 年前後に減少に転じるのに対し、独自推計では 2060 年増加し続けることや、公式推計に比べ独自推計の 20～64 歳人口が多く、65 歳以上人口も多い。また、公式推計が 2013 年の母の年齢別出生率を一定にしているのに対し、独自推計では過去の趨勢にしたがって今後も出生率が低下することを仮定したにもかかわらず、0～4 歳人口は比較的維持されるといった結果は、転入超過数が多いことによってもたらされている可能性が高い。

2010 年を 100 とした場合の 0～19 歳人口の指数を検討した際、独自推計と比較して出生率一定で過去の趨勢にしたがった出生率の低下がない場合に 0～19 歳人口が 15%ほど少なくなる一方で、公式推計（出生率一定と同程度の出生率が用いられているはずのもの）と独自推計（将来の出生率は低下する）の 0～19 歳人口指数が同程度であるということは、独自推計の再生産女子人口が公式推計より多くなっていなければならないことを指摘した。また、20～64 歳人口の指数では、移動率一定が転入超過人口を独自推計と比べ高齢層に割り振るにも関わらず、転入数半減と移動率一定及び公式推計の指数が同程度の水準であることをみた。

公式推計において、転入超過人口をどのように男女年齢に割り振っているかは不明だが、転入率一定（転入超過人口を独自推計と比べ高齢層に割り振る）の 65 歳以上人口の指数が他のどのケースと比べても 2030 年以後突出して大きくなっており、公式推計の 65 歳以上人口の指数は転入数半減とおおむね同程度の水準であることを考え合わせると、転入超過人口を大きく高齢人口に割り振っているとは考えにくく、最近の純移動の男女年齢構造に近いもので割り振っていると考えられる。したがって公式推計においては転入数半減程度の転入超過が見込まれている可能性が高い。独自推計の 65 歳以上人口が公式推計より多くなるのは、2030 年頃より後の期間について独自推計は公式推計よりも大きな死亡水準の低下を見込んでいるためという側面は限定的で（2050 年以後、公式推計より転入数半減の方

が若干 65 歳以上人口の指数が大きくなっている程度の差は生じても、独自推計と公式推計ほどの差は生じないであろう)。独自推計が転入数半減と比べ転入超過数を倍加させることを通じ若 年人口が増加し将来の 65 歳以上人口が増加するという影響が大きい可能性が高い。

この場合、独自推計では 2030 年前後に自然減少を開始していたが、2025 年前後に自然減となる。また、今後出生率が過去の趨勢にしたがって低下し、生残率が改善すると、独自推計と比較して、65 歳以上人口の増加は抑制されるものの、より急速で深刻な少子化と若年人口の減少が起こり、高齢者支援率は低下することが予見される。

参考文献

- Hamilton, James D.(1994), *Time Series Analysis*, Princeton: Princeton University Press.
- Lee, Ronald D. and Lawrence R. Carter (1992) “Modeling and Forecasting U. S. Morality,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 87, No. 419, pp.659-671.
- Kaneko, Ryuichi(2003) “Elaboration of the Coale-McNeil Nuptuality Model as the Generalized Log Gamma Distribution: A New Identity and Empirical Enhancements,” *Demographic Research*, Vol.9(10): pp 223-262.
- 金子隆一 (2009)「将来人口推計における出生仮定の枠組みについて」『人口問題研究』、第 65 号 2 巻、1～27 ページ。
- Kim, Khoo Chian(1983) *Census of Population 1980 Singapore, Administrative Report*, Singapore Department of Statistics.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2012)『日本の将来推計人口 - 平成 23 (2011) ~ 平成 72 (2060) 年 - 平成 24 年 1 月推計』、人口問題研究資料第 326 号、2012 年 3 月 30 日。
- 菅桂太 (2013)「シンガポールにおける高齢化の民族格差」『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 (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, 2013 年 3 月。
- Singapore Family Planning and Population Board(1983) *Population Projections for Singapore 1980-2030*, Singapore Family Planning and Population Board.
- Singapore National Population and Talent Division (2013) *A Sustainable Population for a Dynamic Singapore -Population White Paper*, Singapore.

データ出所

- Khoo(1981) *Singapore: Census of Population 1980, Release No.2 Demographic Characteristics*, Singapore Department of Statistics.
- Lau(1991) *Singapore: Census of Population 1990, Release No.2 Demographic Characteristics*, Singapore Department of Statistics.
- Registry of Births and Deaths, Immigration and Checkpoints Authority Singapore, *Report on Registration of Births and Deaths, 1980-2009*.
- Singapore, *Report on Registration of Births, Deaths and Marriages, 1968-1979*.
- Singapore, *Yearbook of Statistics Singapore, 1978/79-2014*.
- Singapore Department of Statistics, *Population Trends 2006-2014*: Singapore.
- Singapore Department of Statistics, *Completed Lifetable for Singapore Resident Population 2003-2013*: Singapore.
- Singapore Department of Statistics(1995) *General Household Survey, Release No.1 Socio-Demographic Characteristics*, Singapore.
- Singapore Department of Statistics(2000) *Singapore: Census of Population 2000, Release No.2 Demographic Characteristics*, Singapore Department of Statistics.
- Singapore Department of Statistics(2005) *General Household Survey, Release No.1 Socio-Demographic Characteristics*, Singapore.
- Singapore Department of Statistics(2000a) *Singapore: Census of Population 2010, Release No.2 Demographic Characteristics*, Singapore Department of Statistics.
- Singapore Department of Statistics(2015a) *Projected Population by Age Group and Sex, 2015-2060*, Singapore.
- Singapore Department of Statistics(2015b) *Projected Resident Mortality Rates by Age Group and Sex, 2015-2060*, Singapore.

結果表 男女年齢（5歳）階級別シンガポール在住人口の推移：2010～2060年

(Thousands)

	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055	2060
総数											
Total	3,772	3,996	4,199	4,381	4,537	4,658	4,744	4,801	4,836	4,858	4,867
0 - 4	194	184	183	181	176	170	165	161	158	156	154
5 - 9	216	209	196	194	191	186	180	174	170	167	165
10 - 14	244	221	215	202	199	197	193	186	180	176	173
15 - 19	264	246	223	217	204	202	199	195	188	183	178
20 - 24	247	271	257	233	228	215	213	211	207	200	194
25 - 29	273	286	312	295	269	265	252	251	249	245	238
30 - 34	299	314	323	350	332	304	300	286	286	284	280
35 - 39	320	318	333	343	373	354	325	322	308	307	306
40 - 44	309	327	324	340	350	381	363	334	331	316	316
45 - 49	323	308	325	323	338	349	380	362	333	330	316
50 - 54	303	320	305	322	320	336	347	378	360	331	328
55 - 59	249	297	314	300	317	316	332	343	374	356	328
60 - 64	192	241	288	306	293	311	310	326	337	368	351
65 - 69	112	182	229	276	294	283	300	300	317	329	360
70 - 74	93	102	167	212	257	276	267	285	286	302	315
75 - 79	65	79	88	147	188	230	248	242	260	262	279
80 - 84	40	51	63	71	120	155	192	209	206	222	226
85 & over	29	40	54	71	87	129	179	237	287	321	358
男											
Total	1,861	1,960	2,047	2,123	2,187	2,232	2,262	2,277	2,284	2,285	2,282
0 - 4	99	94	93	92	90	87	84	82	81	80	79
5 - 9	110	106	99	98	97	95	92	89	87	85	84
10 - 14	125	112	108	102	101	100	97	94	91	89	88
15 - 19	134	126	113	108	102	101	100	98	95	92	89
20 - 24	124	136	128	115	111	105	104	103	101	98	95
25 - 29	131	137	150	142	128	124	117	117	116	114	110
30 - 34	143	148	153	166	157	142	138	131	131	130	128
35 - 39	156	153	158	163	177	168	152	148	142	142	141
40 - 44	153	160	157	161	167	181	173	157	153	146	146
45 - 49	163	152	159	156	161	166	181	172	157	153	146
50 - 54	153	161	150	157	154	159	165	180	171	156	152
55 - 59	125	149	157	147	154	152	157	163	178	169	154
60 - 64	95	120	143	152	143	150	148	154	159	175	167
65 - 69	53	88	112	136	145	137	144	143	149	155	170
70 - 74	43	47	80	102	125	134	128	136	135	141	147
75 - 79	28	36	40	68	89	109	119	114	122	123	129
80 - 84	16	21	27	31	54	71	89	98	95	103	104
85 & over	10	14	19	26	33	51	74	99	122	136	152
女											
Total	1,911	2,036	2,152	2,258	2,350	2,425	2,482	2,524	2,553	2,573	2,585
0 - 4	96	91	90	88	86	83	81	79	77	76	75
5 - 9	105	103	97	95	94	92	88	86	84	82	81
10 - 14	119	109	107	100	99	97	95	92	89	87	86
15 - 19	130	121	110	108	102	100	99	97	94	91	89
20 - 24	123	136	128	118	117	110	109	108	106	103	100
25 - 29	141	148	162	153	142	141	135	134	133	131	127
30 - 34	156	166	170	184	175	162	162	155	154	154	152
35 - 39	164	164	175	180	196	186	173	174	166	166	165
40 - 44	156	167	167	178	184	200	190	177	178	170	170
45 - 49	160	156	166	167	177	183	199	190	176	177	170
50 - 54	150	159	155	165	166	176	182	198	189	176	176
55 - 59	124	148	157	153	163	164	175	180	196	187	174
60 - 64	97	121	145	154	150	160	161	172	178	194	185
65 - 69	58	93	116	140	149	146	156	157	168	174	190
70 - 74	50	54	88	110	133	142	139	149	151	161	167
75 - 79	37	44	48	79	99	121	130	128	138	140	150
80 - 84	24	30	36	40	66	84	103	111	111	120	122
85 & over	20	27	35	44	54	77	105	137	165	185	206

仮定値表 2 男女年齢（5歳）階級別生残率：2010～2015年から2055～2060年

		2010~15	2015~20	2020~25	2025~30	2030~35	2035~40	2040~45	2045~50	2050~55	2055~60
男											
出生	0- 4	0.9978	0.9983	0.9986	0.9989	0.9991	0.9993	0.9994	0.9995	0.9996	0.9996
	0- 4 5- 9	0.9991	0.9993	0.9994	0.9995	0.9996	0.9997	0.9997	0.9998	0.9998	0.9998
	5- 9 10-14	0.9994	0.9995	0.9996	0.9996	0.9997	0.9997	0.9997	0.9998	0.9998	0.9998
	10-14 15-19	0.9988	0.9989	0.9991	0.9992	0.9993	0.9993	0.9994	0.9995	0.9995	0.9996
	15-19 20-24	0.9969	0.9971	0.9973	0.9975	0.9976	0.9978	0.9979	0.9980	0.9981	0.9982
	20-24 25-29	0.9955	0.9957	0.9960	0.9962	0.9963	0.9965	0.9967	0.9968	0.9970	0.9971
	25-29 30-34	0.9955	0.9958	0.9960	0.9963	0.9965	0.9967	0.9969	0.9970	0.9972	0.9973
	30-34 35-39	0.9952	0.9956	0.9960	0.9963	0.9966	0.9968	0.9970	0.9972	0.9974	0.9976
	35-39 40-44	0.9937	0.9943	0.9949	0.9953	0.9957	0.9961	0.9964	0.9967	0.9970	0.9972
	40-44 45-49	0.9907	0.9917	0.9926	0.9933	0.9940	0.9946	0.9951	0.9955	0.9959	0.9962
	45-49 50-54	0.9851	0.9869	0.9884	0.9896	0.9907	0.9917	0.9925	0.9932	0.9939	0.9944
	50-54 55-59	0.9750	0.9779	0.9804	0.9826	0.9844	0.9860	0.9874	0.9886	0.9896	0.9906
	55-59 60-64	0.9587	0.9636	0.9678	0.9714	0.9744	0.9771	0.9794	0.9814	0.9831	0.9846
	60-64 65-69	0.9320	0.9396	0.9461	0.9517	0.9566	0.9609	0.9646	0.9679	0.9707	0.9732
	65-69 70-74	0.8905	0.9013	0.9107	0.9190	0.9263	0.9327	0.9384	0.9434	0.9479	0.9518
	70-74 75-79	0.8278	0.8422	0.8549	0.8663	0.8765	0.8857	0.8939	0.9013	0.9079	0.9139
	75-79 80-84	0.7384	0.7558	0.7717	0.7861	0.7992	0.8111	0.8221	0.8320	0.8412	0.8495
	80+ 85+	0.5459	0.5587	0.5707	0.5818	0.5923	0.6020	0.6112	0.6198	0.6280	0.6356
女											
出生	0- 4	0.9981	0.9984	0.9987	0.9989	0.9990	0.9992	0.9993	0.9994	0.9994	0.9995
	0- 4→5- 9	0.9992	0.9994	0.9995	0.9995	0.9996	0.9996	0.9997	0.9997	0.9997	0.9998
	5- 9→10-14	0.9995	0.9996	0.9996	0.9997	0.9997	0.9997	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998
	10-14→15-19	0.9992	0.9993	0.9994	0.9994	0.9995	0.9995	0.9995	0.9996	0.9996	0.9996
	15-19→20-24	0.9986	0.9987	0.9988	0.9988	0.9989	0.9990	0.9990	0.9991	0.9991	0.9991
	20-24→25-29	0.9983	0.9984	0.9985	0.9986	0.9987	0.9988	0.9988	0.9989	0.9989	0.9990
	25-29→30-34	0.9982	0.9984	0.9985	0.9986	0.9987	0.9988	0.9989	0.9990	0.9990	0.9991
	30-34→35-39	0.9978	0.9980	0.9982	0.9984	0.9985	0.9986	0.9987	0.9988	0.9988	0.9989
	35-39→40-44	0.9968	0.9971	0.9974	0.9977	0.9979	0.9980	0.9982	0.9983	0.9984	0.9985
	40-44→45-49	0.9948	0.9953	0.9958	0.9961	0.9965	0.9967	0.9969	0.9971	0.9973	0.9974
	45-49→50-54	0.9912	0.9921	0.9928	0.9934	0.9939	0.9943	0.9947	0.9950	0.9953	0.9955
	50-54→55-59	0.9855	0.9869	0.9881	0.9891	0.9899	0.9906	0.9912	0.9918	0.9922	0.9926
	55-59→60-64	0.9761	0.9784	0.9803	0.9819	0.9832	0.9844	0.9854	0.9863	0.9870	0.9876
	60-64→65-69	0.9599	0.9635	0.9665	0.9691	0.9713	0.9731	0.9748	0.9762	0.9774	0.9784
	65-69→70-74	0.9323	0.9380	0.9428	0.9469	0.9504	0.9534	0.9561	0.9583	0.9603	0.9621
	70-74→75-79	0.8841	0.8924	0.8994	0.9056	0.9109	0.9155	0.9195	0.9231	0.9262	0.9290
	75-79→80-84	0.8107	0.8219	0.8316	0.8402	0.8477	0.8543	0.8601	0.8653	0.8699	0.8740
	80+ →85+	0.6042	0.6159	0.6263	0.6357	0.6442	0.6518	0.6587	0.6649	0.6705	0.6756

仮定値表 3-1 男女年齢（5歳）階級別純移動率（補正前）：2010～2015年から2055～2060年

		2010~15	2015~20	2020~25	2025~30	2030~35	2035~40	2040~45	2045~50	2050~55	2055~60	
男												
出生	0-4	-0.0142	0.0003	0.0071	0.0104	0.0119	0.0126	0.0130	0.0132	0.0132	0.0133	
0-4	5-9	0.0533	0.0466	0.0419	0.0385	0.0361	0.0345	0.0333	0.0324	0.0318	0.0314	
5-9	10-14	0.0152	0.0178	0.0180	0.0180	0.0180	0.0180	0.0180	0.0180	0.0180	0.0180	
10-14	15-19	0.0024	0.0025	0.0025	0.0025	0.0025	0.0025	0.0025	0.0025	0.0025	0.0025	
15-19	20-24	0.0131	0.0201	0.0207	0.0207	0.0207	0.0207	0.0207	0.0207	0.0207	0.0207	
20-24	25-29	0.0879	0.0836	0.0815	0.0805	0.0801	0.0799	0.0798	0.0797	0.0797	0.0797	
25-29	30-34	0.1041	0.0911	0.0842	0.0806	0.0787	0.0776	0.0771	0.0768	0.0767	0.0766	
30-34	35-39	0.0598	0.0533	0.0512	0.0506	0.0504	0.0503	0.0503	0.0503	0.0503	0.0503	
35-39	40-44	0.0217	0.0211	0.0211	0.0211	0.0211	0.0211	0.0211	0.0211	0.0211	0.0211	
40-44	45-49	0.0038	0.0021	0.0017	0.0016	0.0016	0.0016	0.0016	0.0016	0.0016	0.0016	
45-49	50-54	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
50-54	55-59	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
55-59	60-64	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
60-64	65-69	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
65-69	70-74	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
70-74	75-79	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
75-79	80-84	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
80+	85+	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
女												
出生	0-4	0.0087	0.0200	0.0244	0.0262	0.0268	0.0271	0.0272	0.0273	0.0273	0.0273	
0-4	5-9	0.0644	0.0561	0.0502	0.0460	0.0430	0.0409	0.0394	0.0383	0.0375	0.0370	
5-9	10-14	0.0228	0.0250	0.0251	0.0251	0.0251	0.0251	0.0251	0.0251	0.0251	0.0251	
10-14	15-19	0.0129	0.0130	0.0130	0.0130	0.0130	0.0130	0.0130	0.0130	0.0130	0.0130	
15-19	20-24	0.0358	0.0495	0.0544	0.0561	0.0568	0.0570	0.0570	0.0571	0.0571	0.0571	
20-24	25-29	0.1579	0.1517	0.1484	0.1466	0.1456	0.1451	0.1448	0.1447	0.1446	0.1446	
25-29	30-34	0.1342	0.1180	0.1082	0.1024	0.0990	0.0969	0.0956	0.0949	0.0945	0.0942	
30-34	35-39	0.0456	0.0454	0.0454	0.0454	0.0454	0.0454	0.0454	0.0454	0.0454	0.0454	
35-39	40-44	0.0171	0.0165	0.0165	0.0165	0.0165	0.0165	0.0165	0.0165	0.0165	0.0165	
40-44	45-49	0.0012	-0.0002	-0.0005	-0.0006	-0.0006	-0.0006	-0.0006	-0.0006	-0.0006	-0.0006	
45-49	50-54	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
50-54	55-59	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
55-59	60-64	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
60-64	65-69	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
65-69	70-74	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
70-74	75-79	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
75-79	80-84	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
80+	85+	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	

2.5節の方法で補正される前のもの (${}_5\tilde{m}_x^t = z^t \cdot {}_5m_x^t, (z^t > 0)$) の ${}_5m_x^t$) である。

仮定値表 3-2 男女年齢（5歳）階級別純移動率（補正後）：2010～2015年から2055～2060年

		2010~15	2015~20	2020~25	2025~30	2030~35	2035~40	2040~45	2045~50	2050~55	2055~60	
男												
出生	0-4	-0.0183	0.0003	0.0093	0.0143	0.0173	0.0193	0.0206	0.0213	0.0218	0.0224	
0-4	5-9	0.0689	0.0598	0.0550	0.0532	0.0526	0.0527	0.0527	0.0525	0.0525	0.0529	
5-9	10-14	0.0196	0.0229	0.0237	0.0249	0.0263	0.0276	0.0286	0.0292	0.0298	0.0304	
10-14	15-19	0.0031	0.0032	0.0032	0.0034	0.0036	0.0038	0.0039	0.0040	0.0041	0.0042	
15-19	20-24	0.0169	0.0258	0.0272	0.0286	0.0302	0.0317	0.0328	0.0336	0.0342	0.0349	
20-24	25-29	0.1135	0.1073	0.1071	0.1112	0.1165	0.1222	0.1264	0.1291	0.1315	0.1342	
25-29	30-34	0.1344	0.1169	0.1106	0.1112	0.1144	0.1188	0.1221	0.1244	0.1265	0.1290	
30-34	35-39	0.0772	0.0683	0.0673	0.0699	0.0733	0.0771	0.0797	0.0815	0.0830	0.0848	
35-39	40-44	0.0280	0.0270	0.0277	0.0291	0.0306	0.0322	0.0334	0.0341	0.0347	0.0355	
40-44	45-49	0.0049	0.0027	0.0023	0.0022	0.0023	0.0024	0.0025	0.0026	0.0026	0.0027	
45-49	50-54	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
50-54	55-59	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
55-59	60-64	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
60-64	65-69	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
65-69	70-74	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
70-74	75-79	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
75-79	80-84	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
80+	85+	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
女												
出生	0-4	0.0112	0.0257	0.0321	0.0361	0.0390	0.0415	0.0431	0.0441	0.0450	0.0460	
0-4	→5-9	0.0832	0.0720	0.0659	0.0635	0.0625	0.0625	0.0623	0.0620	0.0619	0.0623	
5-9	→10-14	0.0295	0.0321	0.0330	0.0347	0.0366	0.0385	0.0398	0.0407	0.0415	0.0423	
10-14	→15-19	0.0167	0.0167	0.0171	0.0180	0.0189	0.0199	0.0206	0.0211	0.0215	0.0219	
15-19	→20-24	0.0462	0.0636	0.0715	0.0775	0.0826	0.0872	0.0904	0.0924	0.0942	0.0962	
20-24	→25-29	0.2039	0.1947	0.1949	0.2024	0.2119	0.2221	0.2295	0.2343	0.2386	0.2435	
25-29	→30-34	0.1734	0.1514	0.1422	0.1414	0.1440	0.1483	0.1515	0.1537	0.1559	0.1587	
30-34	→35-39	0.0590	0.0582	0.0596	0.0626	0.0660	0.0694	0.0719	0.0735	0.0749	0.0764	
35-39	→40-44	0.0221	0.0211	0.0216	0.0227	0.0239	0.0252	0.0261	0.0266	0.0272	0.0277	
40-44	→45-49	0.0016	-0.0002	-0.0006	-0.0008	-0.0008	-0.0009	-0.0009	-0.0009	-0.0010	-0.0010	
45-49	→50-54	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
50-54	→55-59	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
55-59	→60-64	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
60-64	→65-69	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
65-69	→70-74	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
70-74	→75-79	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
75-79	→80-84	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
80+	→85+	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	

2.5節の方法で補正されたもの（ ${}_5\tilde{m}_x^t = z^t \cdot {}_5m_x^t, (z^t > 0)$ ）の ${}_5\tilde{m}_x^t$ ）である。

中国における公的医療保険制度の実施状況とその問題点

医療保障における都市部と農村部間の格差

馬 欣欣（京都大学）*

要旨

中国では、体制移行期に、公的医療保険制度（都市従業員基本医療保険制度、都市住民基本医療保険制度、新型農村合作医療制度）が制定・実施された。すべての国民は3つの公的医療保険制度によってカバーされるため、制度上で「国民皆保険」の目標を達成した。しかし、現行の制度には様々な問題が存在している。本稿では、政府統計データに基づいて、医療供給体制、医療需要、医療保険金財源・医療費給付において、都市部と農村部間の格差を検討した。分析結果により、都市部と農村部間の格差が大きいことが示された。今後、医療保障における公平性の問題を重視し、都市部と農村部における「公的医療保険制度の一体化」の改革を促進すべきであることが示唆された。

キーワード: 中国医療保障、公的医療保険制度の改革、都市部と農村部間の格差

1. はじめに

中国では、計画経済期に公的医療保険制度（労働保険医療制度、公務員公費医療制度）、共済互助医療（農村合作医療）が実施された。体制移行期に国有企業の改革、農村土地請負制度の改革が促進されるとともに、1990年以降、政府が公的医療保険制度の改革を行い、都市従業員基本医療保険制度（1998年）、都市住民基本医療保険制度（2007年）、新型農村合作医療制度（2003年）が逐次に制定・実施された¹。経過年とともにそれらの制度の加入者数が大幅に増加している。すべての国民は3つの公的医療保険制度によってカバーされるため、制度上で「国民皆保険」の目標を達成した。

しかし、中国では、計画経済期に戸籍制度の実施によって、医療保障制度を含む社会保障制度は、都市部と農村部によって分断された。体制移行期における公的医療保険制度が計画経済期における労働保険医療制度、公務員公費医療制度、農村合作医療制度から改革されたもので

* 本稿は馬（2016）の一部に基づいて作成したものである。詳細な内容に関しては、馬（2016）第3章「中国における公的医療保険制度の実施現状およびその問題点」を参照されたい。

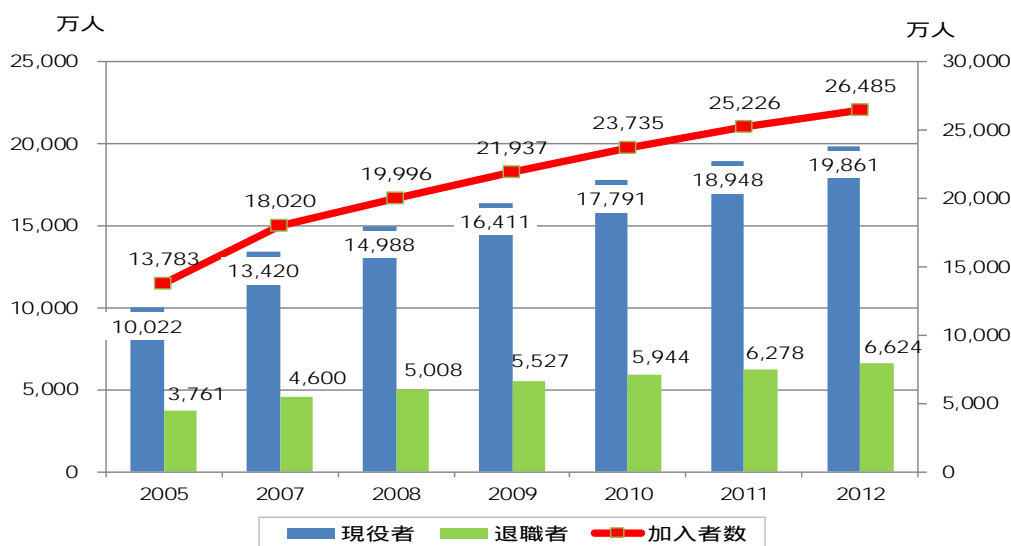
¹ 中国における公的医療保険制度の変遷の詳細に関しては、何（2005）、李（2005）、徐（2008）、王（2012）、李（2012）、顧・李（2013）、馬（2013）、馬（2014a,b,c,d,e）、久保（2014）などを参照されたい。

あり、現行の公的医療保険制度の仕組みおよび医療保険財源などは依然として都市部と農村部によって分断されているため、制度の運営において、都市部と農村部間の差異が存在していると考えられる。本稿では中国政府が公表した統計データを活用し、公的医療保険制度の実施状況の実態を明らかにしたうえで、医療保障における都市部と農村部間の格差問題を焦点に当てて検討したい。

2. 中国における医療保険制度の実施状況

(1) 中国都市部における公的医療保険制度の実施状況

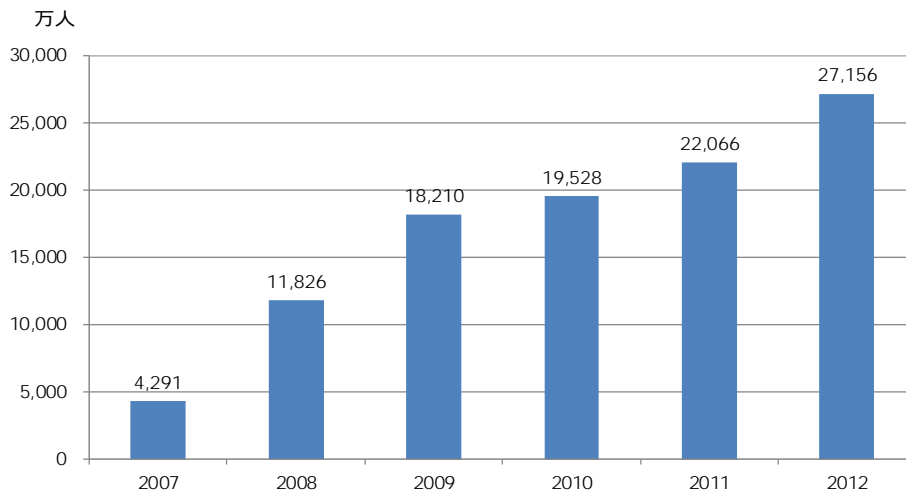
都市部における公的医療保険制度の実施状況は図1で示している。都市従業員基本療養保険制度加入者数は2005年の1.38億人から2012年の2.65億人へと倍増している。そのうち、現役就業者で加入者数が2005年の1.00億人から2011年の1.89億人へと増加し、退職者で加入者数が2005年の0.38億人から2011年の0.63億人へと増加した。経過年とともに、退職者数が増加することにつれて退職者グループで都市従業員基本医療保険制度の加入者が増加していると考えられる。また都市住民基本医療保険制度加入者数(図2)は2007年の0.43億人から2012年の2.72億人へと増加した。



出所: 『2012年中国衛生統計年鑑』、『中国統計年鑑2012』および

『2012年労働和社会保障事業発展統計公報』に基づき作成。

図1 都市従業員基本医療保険制度の加入状況(2005～2012年)



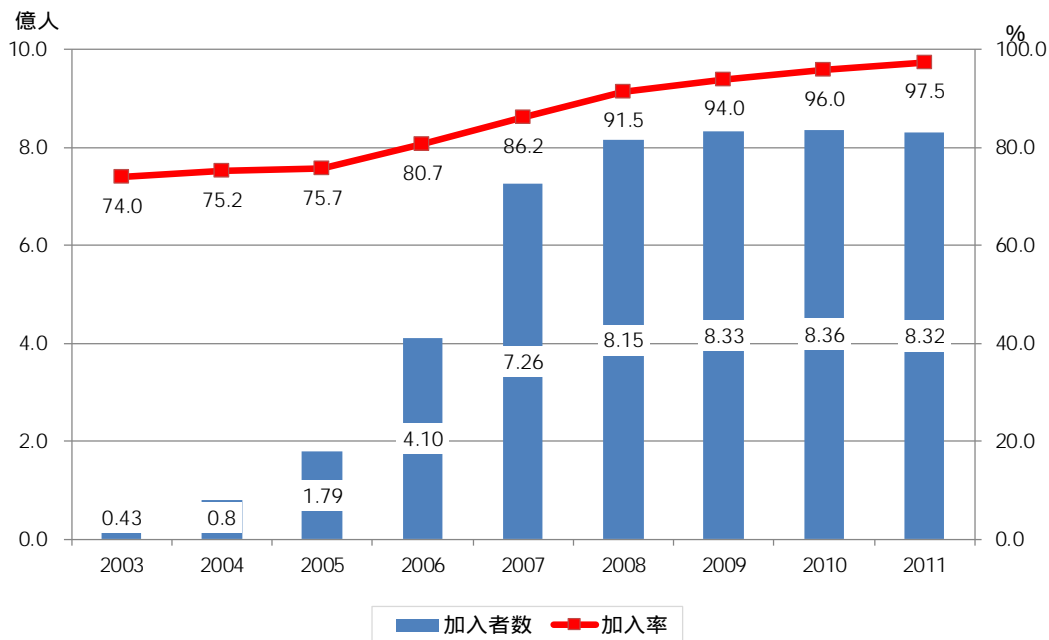
出所: 図1と同じ。

図2 都市住民基本医療保険制度の加入状況(2007～2012年)

(2) 中国農村部における公的医療保険制度の実施状況

農村部における公的医療保険制度の実施状況は**図3**で示している。2003年にスタートした新型農村合作医療制度の加入者数と加入率の変遷を表している。加入者数は2005年の1.79億人から2011年の8.32億人へと大幅に増加し、またその加入率(新型農村合作医療制度を試行した地域における加入者数が該当地域の農村人口総数に占める割合)が2005年の75.7%から2011年の97.5%へと大幅に上昇したことが見て取れる。現在、新型農村合作医療制度はほぼ農村戸籍を有する者の全体をカバーしており、その加入率は100%に近い高い値となっている²。

² ここに新型農村合作医療制度の加入率に関しては、政府公表データとマイクロデータによる集計結果が異なることを留意しておく。マイクロデータに基づく集計結果に関しては、Ma(2015)参照されたい。



出所：『中国衛生統計年鑑』2008年、2011年度版に基づき作成。

注：加入率 = 加入者数 / 農村人口総数

図3 新型農村合作医療制度の加入者数と加入率(2003～2011年)

(3) 中国全体における公的医療保険制度の実施状況

図1、図2、図3では、都市従業員基本医療保険、都市住民基本医療保険、新型農村合作医療制度の加入状況をそれぞれ考察したが、農村部で公的医療保険制度に加入する者(都市戸籍を有し、農村部で非農業に従事する労働者など)が存在する可能性がある。また、都市部と農村部のいずれにおいても、私的医療保険に加入する者も存在すると考えられる。これらの状況を含め、中国全体における各種の医療保険制度の加入状況を表1にまとめており、以下のことが示された。

表1 中国における医療保険の加入状況(2008年、2011年)

単位: %

	全国		都市部		農村部	
	2008年	2011年	2008年	2011年	2008年	2011年
都市従業員基本医療保険	12.7	14.8	44.2	47.4	1.5	2.9
公費医療制度	1.0	0.7	3	2.2	0.3	0.2
都市住民基本医療保険	3.8	9.5	12.5	25.1	0.7	3.8
新型農村合作医療制度	68.7	69.5	9.5	13.4	89.7	89.9
その他の医療保険	1.0	0.3	2.8	0.9	0.4	0.1
医療保険未加入	12.9	5.2	28.1	10.9	7.5	3.1

出所: 中国衛生部『2008年医療サービス調査研究 第4回家庭健康諮問

調査分析報告』および『2011年医改段階性評価調査』に基づき作成。

注: その他の医療保険: 商業医療保険、企業補助保険など。

まず、全国状況をみると、2011年に、医療保険加入者の割合は新型農村合作医療制度加入者が69.5%で最も多い。次いで都市従業員基本医療保険加入者が14.8%、都市住民基本医療保険加入者が9.5%となっている。公的医療保険以外の医療保険加入者の割合はわずか0.3%となっている。

次に、2011年に、都市部で都市従業員基本医療保険加入者と都市住民基本医療保険加入者の割合がそれぞれ47.4%、25.1%で高い。一方、農村で新型農村合作医療制度加入者の割合が89.9%で最も高い。戸籍身分によって加入した医療保険の種類が異なることが示された。

医療保険未加入の状況に関しては、全国で医療保険未加入者の割合は2008年の12.9%から2011年の5.2%へと減少した。また都市部ではその割合が2008年の28.1%から2011年の10.9%、農村部ではその割合が2008年の7.5%から2011年の3.1%へと減少した。近年になるほど医療保険未加入率が低下したが、未加入率は都市部が農村部よりやや高いことが見て取れる。

以上より、都市従業員基本医療保険制度、都市住民基本医療保険制度、新型農村合作医療制度が実施された後、経過年とともに制度の加入者数が大幅に増加し、加入率も上昇したことが示された。これらの公的医療保険制度は国民全体をカバーするため、制度上で「国民皆保険」の目標を達成したといえる。しかし、制度の運営には様々な問題が存在している。以下では、主に医療保障における都市部と農村部間の格差を焦点に当てて検討する。

3. 中国医療保障における都市部と農村部間の格差

本節では医療供給、医療需要と公的医療保険制度における都市部と農村部間の格差問題を取り上げ、中国医療保障における公平性の問題を検討する。

(1) 医療供給における都市部と農村部間の格差

中国では、計画経済期、重工業発展促進政策が実施されていた。そのため、国家財政の多くは主に重工業が密集する都市部に投資し、公的医療制度を含む都市部における社会保障制度を整備させた。農村部で、毛沢東の「医療業務の重点は農村部に置くべき」という方針にしたがって、政府は共済互助の農村合作医療制度を促進し、医療従事者を都市部から農村部へ派遣したが、都市部に比べ、農村部で医療従事者が少なく、医療機関が少なかった。体制移行期に、政府が主導した公的医療保険制度が改革され、新型農村合作医療制度の実施が促進されたが、歴史の「負債」がいまだ残っており、医療供給において都市部と農村部間の格差が依然大きい。

まず、**表2**によると、千人あたり医師数は1980年に都市部が3.22人、農村部が0.76人、両者間の格差(都市部/農村部の倍率)が4.44倍、2012年に都市部が8.55人、農村部が3.41人、両者間の格差が2.51倍となっている。千人あたり看護師数は1980年に都市部が1.83人、農村部が0.20人、両者間の格差が9.15倍、2012年に都市部が3.65人、農村部が1.09人、両者間の格差が23.35倍と拡大している。体制移行期に、医師数における都市部と農村部間の格差が徐々に縮小しているが、看護師供給で両者間の格差は拡大している。

次に、医療機関の病床数(**表3**)に関しては、千人あたり病床数は1990年に都市部4.18、農村部1.55、郷鎮診療所0.81、それぞれの格差(都市部/農村部の倍率、都市部/郷鎮診療所の倍率)は2.70、5.16となっており、2012年に都市部6.88、農村部3.11、郷鎮診療所1.24、それぞれの格差(都市部/農村部の倍率、都市部/郷鎮診療所の倍率)は2.21、5.55となっている。1990年から2012年にかけて、医療機関の千人あたり病床数における都市部と農村部間の格差が大きく縮小せず、むしろ都市部と郷鎮診療所間の格差は拡大している。

表2 医療従事者における都市部と農村部間の格差(1980～2012年)

単位: 人/千人あたり

	医療技術者			医師			看護師		
	合計	都市部	農村部	合計	都市部	農村部	合計	都市部	農村部
1980	2.85	8.03	1.81	1.17	3.22	0.76	0.47	1.83	0.20
1985	3.28	7.92	2.09	1.36	3.35	0.85	0.61	1.85	0.30
1990	3.45	6.59	2.15	1.56	2.95	0.98	0.86	1.91	0.43
1995	3.59	5.36	2.32	1.62	2.39	1.07	0.95	1.59	0.49
1998	3.64	5.30	2.35	1.65	2.34	1.11	1.00	1.64	0.51
1999	3.64	5.24	2.38	1.67	2.33	1.14	1.02	1.64	0.52
2000	3.63	5.17	2.41	1.68	2.31	1.17	1.02	1.64	0.54
2001	3.62	5.15	2.38	1.69	2.32	1.17	1.03	1.65	0.54
2002	3.41	-	-	1.47	-	-	1.00	-	-
2003	3.48	4.88	2.26	1.54	2.13	1.04	1.00	1.59	0.50
2004	3.53	4.99	2.24	1.57	2.18	1.04	1.03	1.63	0.50
2005	3.50	5.82	2.69	1.56	2.46	1.26	1.03	2.10	0.65
2006	3.60	6.09	2.70	1.60	2.56	1.26	1.09	2.22	0.66
2007	3.72	6.44	2.69	1.61	2.61	1.23	1.18	2.42	0.70
2008	3.90	6.68	2.80	1.66	2.68	1.26	1.27	2.54	0.76
2009	4.15	7.15	2.94	1.75	2.83	1.31	1.39	2.82	0.81
2010	4.39	7.62	3.04	1.80	2.97	1.32	1.53	3.09	0.89
2011	4.61	6.68	2.66	1.83	2.62	1.10	1.67	2.62	0.79
2012	4.94	8.55	3.41	1.94	3.19	1.40	1.85	3.65	1.09

出所:『中国統計年鑑 2012』第 21-3 表に基づき作成。

注:合計を計算するとき、分母は以下の通りである。

2005 年以前:戸籍人口(都市戸籍人口 + 農村戸籍人口)

2005 年およびその以降:居住地に6カ月以上に居住する人口

表3 医療機関の病床数における都市部と農村部の格差(1990～2012年)

単位: 床/千人あたり

	都市部	農村部	郷鎮診療所	都市/農村	都市/郷鎮診療所
1990	4.18	1.55	0.81	2.70	5.16
1995	3.50	1.59	0.81	2.20	4.32
2000	3.49	1.50	0.80	2.33	4.36
2001	3.51	1.48	0.81	2.37	4.33
2002	3.40	1.41	0.74	2.41	4.59
2003	3.42	1.41	0.76	2.43	4.50
2004	1.64	0.75	0.76	2.19	2.16
2005	3.59	1.43	0.78	2.51	4.60
2006	3.69	1.49	0.80	2.48	4.61
2007	4.90	2.00	0.85	2.45	5.76
2008	5.17	2.20	0.96	2.35	5.39
2009	5.54	2.41	1.05	2.30	5.28
2010	5.94	2.60	1.12	2.28	5.30
2011	6.24	2.80	1.16	2.23	5.38
2012	6.88	3.11	1.24	2.21	5.55

出所:『中国統計年鑑 2012』第 21-7 表に基づき作成。

注:人口:居住地に6カ月以上に居住する人口。

(2) 医療需要における都市部と農村部間の格差

中国で、医療供給で都市部と農村部間の格差が大きいと同時に、医療需要における両者間の格差も存在している。以下では、死亡率、主観的健康状態、重症患者率・重症患者入院日数における都市部と農村部間の格差を数量的に把握する。

まず、妊産母・乳幼児死亡率(表4)に関しては、1991年から2012年にかけて新生児死亡率、乳幼児死亡率、5歳以下児童死亡率、妊産母死亡率のいずれも農村部が都市部より高い。たとえば、2012年に、新生児死亡率は農村部(8.1‰)が都市部(3.9‰)の2.1倍、乳幼児死亡率は農村部(12.4‰)が都市部(5.2‰)の2.4倍、5歳以下児童死亡率は農村部(16.2‰)が都市部(5.9‰)の2.7倍、妊産母死亡率は農村部(10万人あたり25.6人)が都市部(10万人あたり22.2人)の1.2倍とそれぞれなっている。

表4 都市部と農村部における妊産母・乳幼児死亡率(1991～2012年)

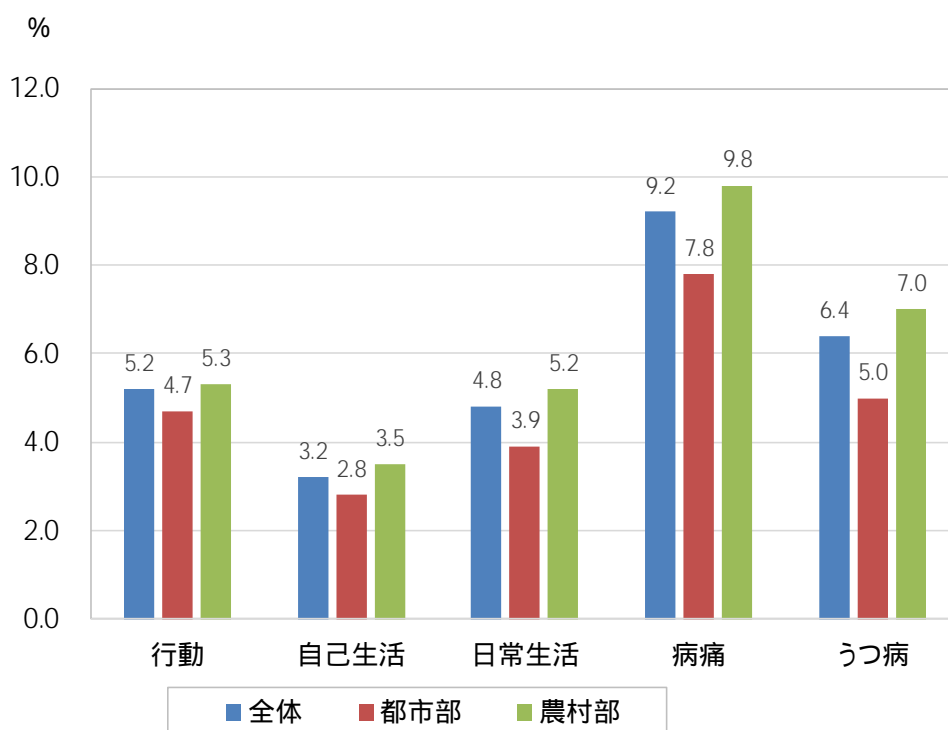
年代	新生児死亡率 (1千人あたり)			乳幼児死亡率 (1千人あたり)			5歳以下児童死亡率 (1千人あたり)			妊産母死亡率 (10万人あたり)		
	合計	都市部	農村部	合計	都市部	農村部	合計	都市部	農村部	合計	都市部	農村部
1991	33.1	12.5	37.9	50.2	17.3	58.0	61.0	20.9	71.1	80.0	46.3	100.0
1992	32.5	13.9	36.8	46.7	18.4	53.2	57.4	20.7	65.6	76.5	42.7	97.9
1993	31.2	12.9	35.4	43.6	15.9	50.0	53.1	18.3	61.6	67.3	38.5	85.1
1994	28.5	12.2	32.3	39.9	15.5	45.6	49.6	18.0	56.9	64.8	44.1	77.5
1995	27.3	10.6	31.1	36.4	14.2	41.6	44.5	16.4	51.1	61.9	39.2	76.0
1996	24.0	12.2	26.7	36.0	14.8	40.9	45.0	16.9	51.4	63.9	29.2	86.4
1997	24.2	10.3	27.5	33.1	13.1	37.7	42.3	15.5	48.5	63.6	38.3	80.4
1998	22.3	10.0	25.1	33.2	13.5	37.7	42.0	16.2	47.9	56.2	28.6	74.1
1999	22.2	9.5	25.1	33.3	11.9	38.2	41.4	14.3	47.7	58.7	26.2	79.7
2000	22.8	9.5	25.8	32.2	11.8	37.0	39.7	13.8	45.7	53.0	29.3	69.6
2001	21.4	10.6	23.9	30.0	13.6	33.8	35.9	16.3	40.4	50.2	33.1	61.9
2002	20.7	9.7	23.2	29.2	12.2	33.1	34.9	14.6	39.6	43.2	22.3	58.2
2003	18.0	8.9	20.1	25.5	11.3	28.7	29.9	14.8	33.4	51.3	27.6	65.4
2004	15.4	8.4	17.3	21.5	10.1	24.5	25.0	12.0	28.5	48.3	26.1	63.0
2005	13.2	7.5	14.7	19.0	9.1	21.6	22.5	10.7	25.7	47.7	25.0	53.8
2006	12.0	6.8	13.4	17.2	8.0	19.7	20.6	9.6	23.6	41.1	24.8	45.5
2007	10.7	5.5	12.8	15.3	7.7	18.6	18.1	9.0	21.8	36.6	25.2	41.3
2008	10.2	5.0	12.3	14.9	6.5	18.4	18.5	7.9	22.7	34.2	29.2	36.1
2009	9.0	4.5	10.8	13.8	6.2	17.0	17.2	7.6	21.1	31.9	26.6	34.0
2010	8.3	4.1	10.0	13.1	5.8	16.1	16.4	7.3	20.1	30.0	29.7	30.1
2011	7.8	4.0	9.4	12.1	5.8	14.7	15.6	7.1	19.1	26.1	25.2	26.5
2012	6.9	3.9	8.1	10.3	5.2	12.4	13.2	5.9	16.2	24.5	22.2	25.6

出所：『中国統計年鑑 2013』第 21 - 18 表に基づき作成。

次に健康状態における都市部と農村部間の格差に関しては、主観的健康状態(図4)からみると、「行動」、「独立生活」、「日常生活」、「病痛」、「うつう」には問題があると回答した者の割合の

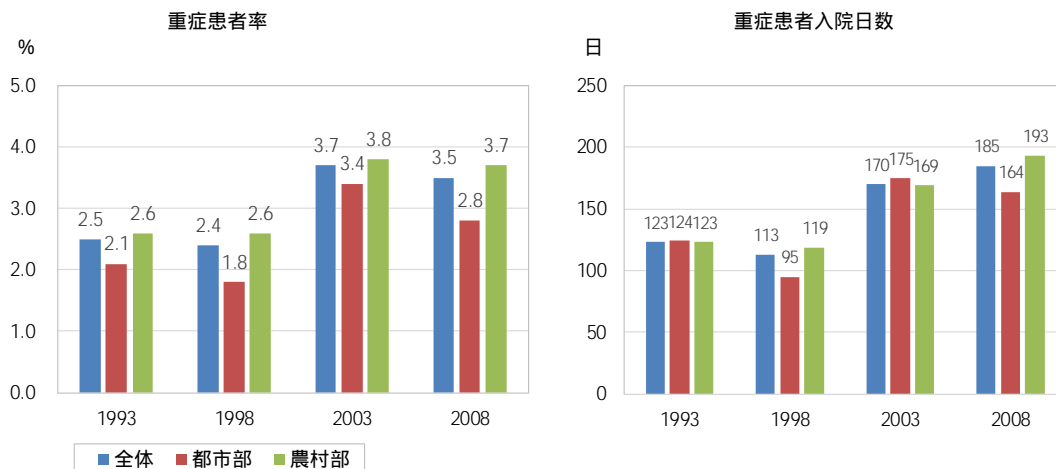
いずれも農村部が都市部より高い。たとえば、「病痛」と回答した者の割合は農村部(9.8%)が都市部(7.8%)より 2.0%高く、日常生活に問題があると回答した者の割合は農村部(5.2%)が都市部(3.9%)より 1.3%高い。

また、1993年から2008年までに、重症患者率(図5)のいずれも農村部が都市部より高く、重症患者入院日数のいずれも農村部が都市部より長い。たとえば、2008年に重症患者率は農村部(3.7%)が都市部(2.8%)より0.9%高く、重症患者入院日数は農村部(193日)が都市部(164日)より約1カ月(29日)長いことを見て取れる。



出所:中国卫生部(2009)『2008年医療サービス調査研究 第4回家庭健康諮問調査分析報告』表3-1-1に基づき作成。

図4 主観的健康状態における都市部と農村部間の格差(2008年)



出所：中国卫生部(2009)『2008年医療サービス調査研究 第4回家庭健康諮問

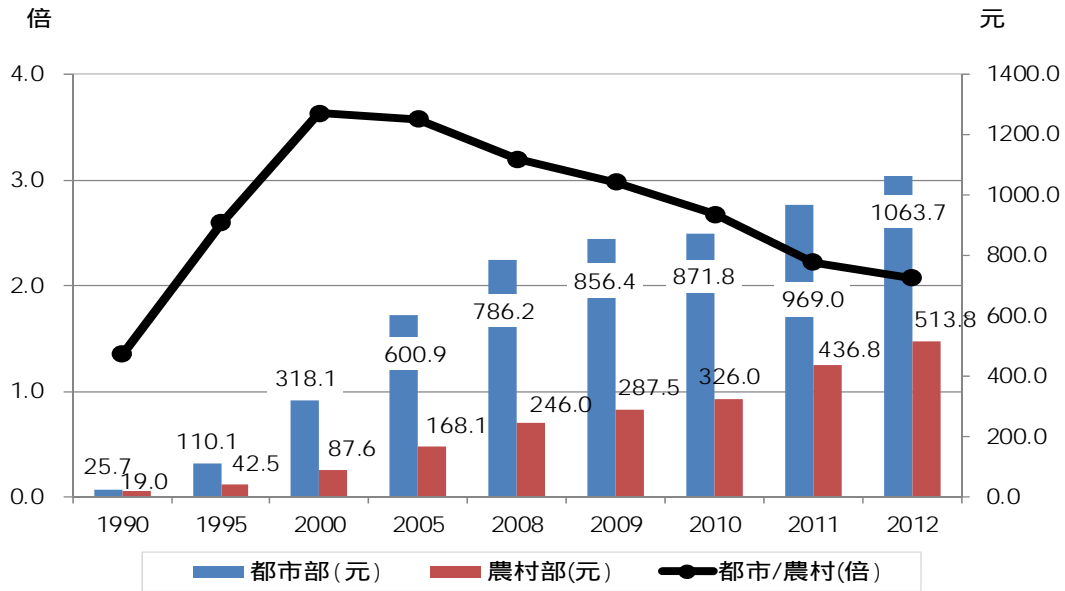
調査分析報告』表3-2-11、表3-2-12に基づき作成。

図5 重症患者率・重症患者の入院日数における都市部と農村部間の格差

(1993～2008年)

さらに、医療需要は農村部が都市部より多い一方で、医療費支出は都市部が農村部より大きい。図6によると、1990年から2012年までに、1人あたり医療費支出は都市部が農村部より低いことがわかる。1990年から2000年までに両者間の格差は1.35倍(1990年)から3.63(2000年)倍へと拡大し、その後、格差が小幅縮小したが、2012年に一人あたり医療費支出は都市部が農村部の約2倍であり、両者間の格差が依然として大きい。

なぜ、医療需要は農村部が都市部より高い一方で、医療費支出は農村部が都市部より低いのか。制度などの原因によって、農村部で医療サービスに対して過小需要の問題が存在することが、一つの理由として挙げられる。この点については、以下では、公的医療保険制度による医療保険財源・医療費給付の格差問題を考察する。



出所: 『2013年中国卫生统计年鉴』表 4-1-5 に基づき作成。

注: 1) 1人あたり年間医療費支出は各年度の名目値である。

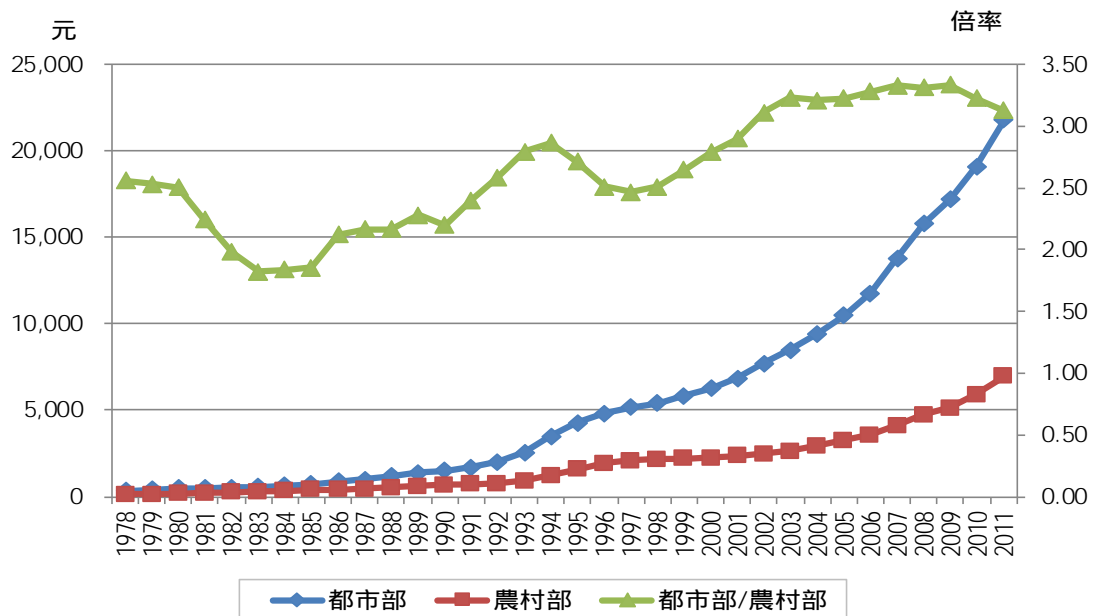
2) 都市/農村(倍率)は都市部年間医療費支出を農村部医療費支出で除して算出。

図6 1人あたり年間医療費支出における都市部と農村部間の格差(1990～2012年)

(3) 医療保険財源・医療費給付における都市部と農村部間の格差

中国で計画経済期に戸籍制度によって、原則として農村戸籍を持つ者は就業する目的で都市に移動することが制限されていた。1980年代以降、戸籍制度の規制緩和が行われ、出稼ぎ労働者が徐々に増えてきたが、所得・消費水準、社会保障の面で農村部と都市部間の格差は依然として大きい。

図7に都市部と農村部における世帯一人あたりの年間所得の推移を示す。経過年とともに、農村と都市のいずれにおいても、一人あたり所得が上昇しているが、その上昇率は都市部が農村部より大きいため、都市部と農村部間の所得格差が拡大している。たとえば、一人あたりの所得における都市部対農村部の比率を都市部と農村部間の所得格差の代理指標とすると、所得格差は1978年の2.56倍から1983年の1.82倍まで縮小したが、その後には拡大しており、2011年に3.13倍となっている。



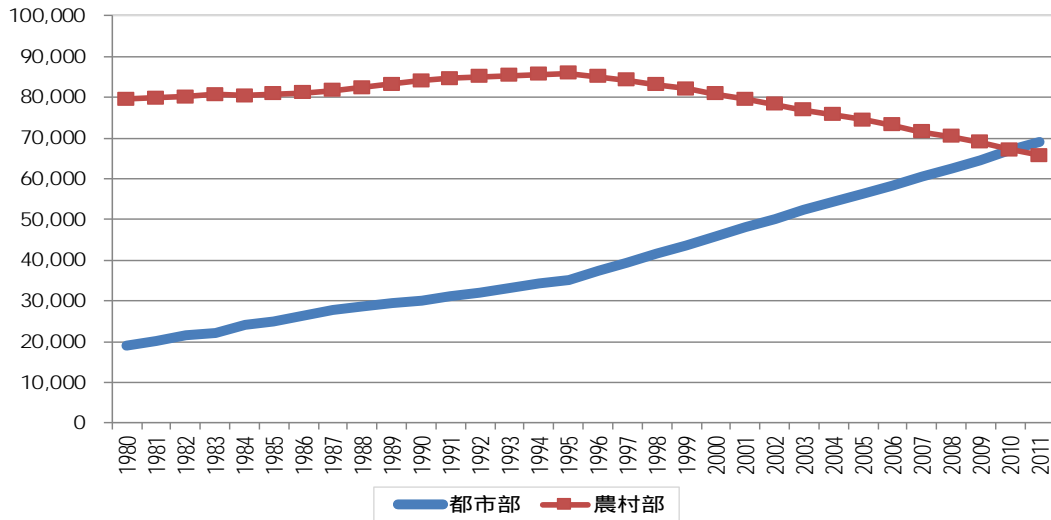
出所:『中国統計年鑑 2012』に基づき作成。

注:都市部:世帯一人あたりの可処分所得。

農村部:世帯一人あたりの純収入。

図7 都市と農村間の所得格差の推移(1978~2011年)

都市部と農村部における所得格差が拡大すると同時に、医療保障における両者間の格差も拡大している。まず、農村部人口数が都市部人口数より多い(図8)にもかかわらず、政府の公的医療費支出総額は都市部が農村部より多い。図9によると、政府の公的医療費支出総額は都市部が1990年の396.0億元から2011年の18,542.4億元へ上昇し、農村部が351.4億元から2011年の5,726.4億元へ上昇したが、上昇幅は都市部が農村部より高い。その結果、都市部と農村部の格差(都市部と農村部の比率)は1990年の1.13倍から2011年の3.24倍へと大幅拡大した。また、政府の一人当たり公的医療費支出(図10)は都市部が1990年の158.8元から2012年の2,969.0元へ上昇し、農村部が38.8元から2012年の1,055.9元へ上昇したが、1990年から2012年までに一人当たり公的医療費支出における都市部と農村部間の格差は3.0~4.0の水準で推移し、両者間の格差がいまだ高い。



出所: 『中国統計年鑑 2012』に基づき作成。

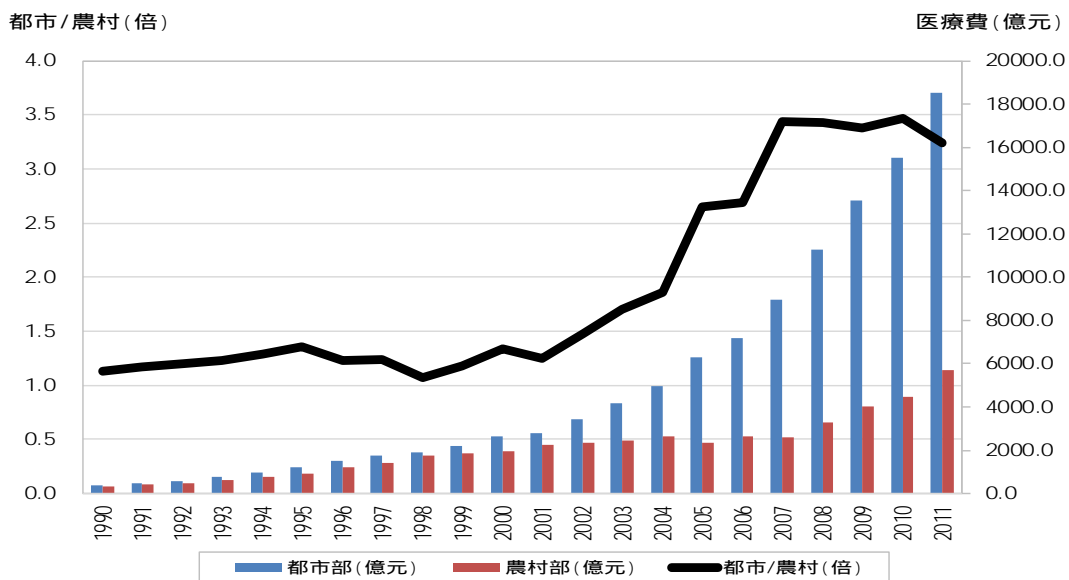
注: 1) 1981 年以前: 戸籍統計データ。

1982、1990、2000、2010 年: 人口センサス調査

その他: 人口抽出調査

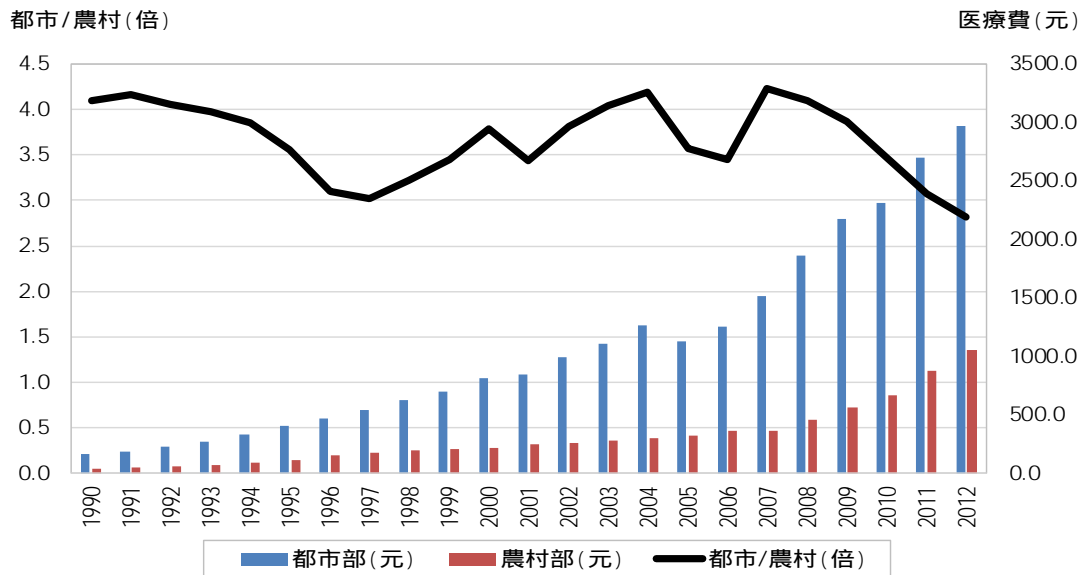
2) 現役軍人を含む(都市人口として計上)。

図8 都市部と農村部における人口数の推移(1980~2011年)



出所: 『中国衛生統計年鑑』各年度版に基づき作成。

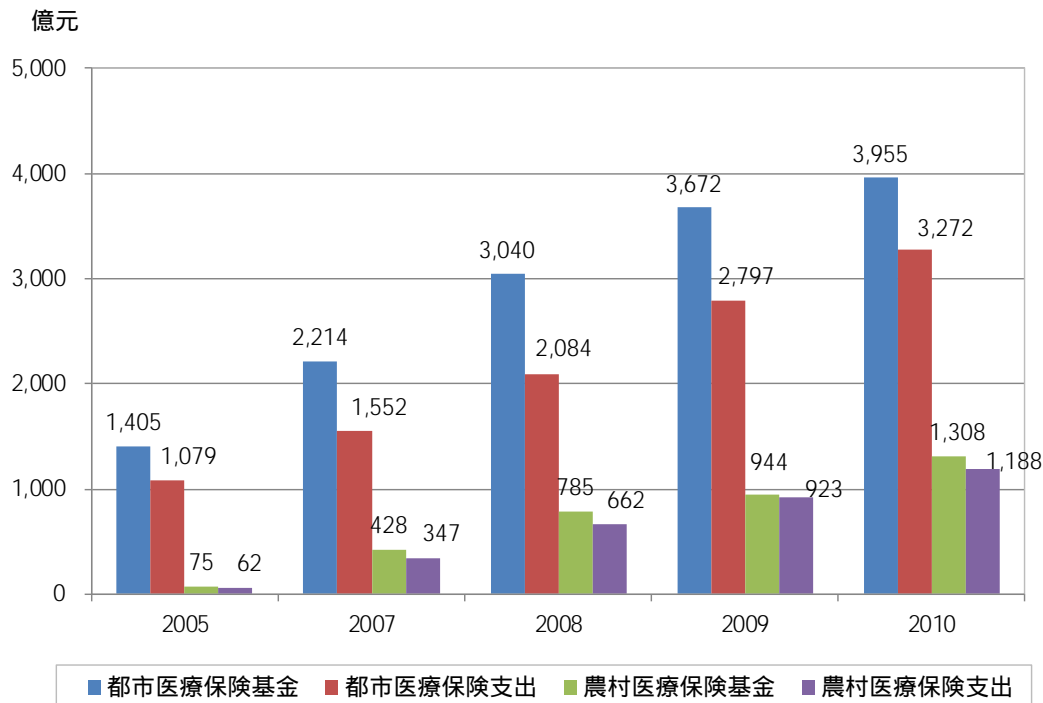
図9 政府医療費支出総額における都市部と農村部間の格差(1990~2011年)



出所：『中国衛生統計年鑑』各年度版、『中国統計年鑑』各年度版に基づき作成。

図10 政府一人あたり医療費支出における都市部と農村部間の格差
(1990～2011年)

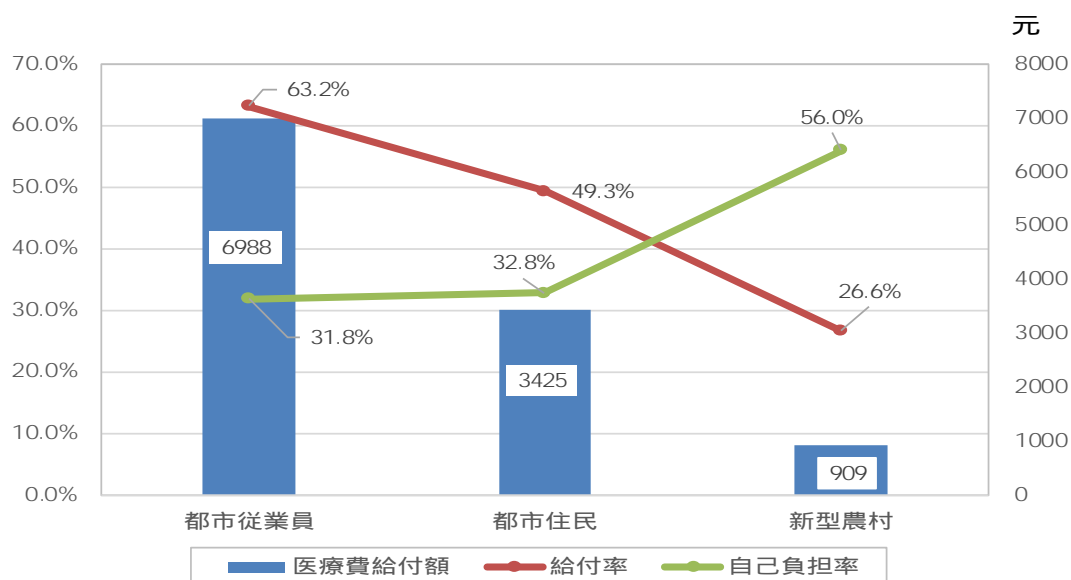
次に、医療保険基金の金額(徴収した保険金と政府補助金の合計、以下では「医療保険基金」と略称)においても、都市部と農村部間の格差が存在している。図11によると、2010年に、医療保険基金は都市部が3,955億元であり、農村部(1,308億元)の約3倍である。また医療保険支出は都市部が3,272億元である一方で、農村部が1,188億元で都市部の36.6%となっている。医療保険基金の財源には都市部と農村部間の格差が大きいことが示された。



出所：『2012年中国衛生統計年鑑』、『中国統計年鑑2012』に基づき作成。

図11 医療保険財源における都市部と農村部間の格差(2011年)

また、都市部と農村部でそれぞれ実施されている公的医療保険制度の仕組みが異なるため、医療費給付および医療費の自己負担額で都市部と農村部の格差も大きい。図12によると、(1)平均医療費給付額は都市従業員基本医療保険加入者が6,988円で最も多く、都市住民基本医療保険加入者が3,425元であり、新型農村合作医療制度加入者が909元で最も少ない。(2)給付率は都市従業員基本医療保険加入者(63.2%)、都市住民基本医療保険加入者(49.3%)、新型農村合作医療制度加入者(26.6%)の順に少なくなる。(3)医療費の個人負担率(医療費の自己負担金額が一人あたり平均年収に占める割合)は都市部が約3~4割(都市従業員基本医療保険加入者31.8%、都市住民基本医療保険加入者32.8%)であるが、農村部が約6割で最も高い。1990年代以降、流行語となっている「看病費」(医療費は高い)の問題は、農村部が都市部に比べてより深刻化していることがうかがえる。その結果、公的医療保険制度に加入しても、重大な病気になると、すぐ貧困層に陥るリスク(中国語で「因病变貧」)は農村戸籍住民が都市戸籍住民より高いと推測できる。



出所: 中国卫生部(2009)『2008年中国医療サービス調査研究 第四次家庭健康訊問調査分析報告』54 - 65頁。

注: 都市従業員: 都市従業員基本医療保険加入者

都市住民: 都市住民基本医療費加入者

新型農村: 新型農村合作医療保険制度加入者

図12 医療費給付と医療費負担における都市部と農村部間の格差(2008年)

4. まとめ

中国では、計画経済期に公的医療保険制度(労働保険医療制度、公務員公費医療制度)、共済互助医療(農村合作医療)が実施された。体制移行期に、国有企業の改革、農村土地請負制度の改革が促進されるとともに、公的医療保険制度として、都市従業員基本医療保険制度(1998年)、都市住民基本医療保険制度(2007年)、新型農村合作医療制度(2003年)が制定・実施された。経過年とともにそれらの制度の加入者数が大幅に増加している。国民全員は3つの公的医療保険制度によってカバーされるため、制度上で「国民皆保険」の目標を達成したといえる。

しかし、現行の制度には様々な問題が存在している。本稿では、政府統計データを活用し、医療供給体制、医療需要、医療保険金財源・医療費給付において、都市部と農村部間の格差が大きいことを明らかにした。医療需要は農村部が都市部より多いにもかかわらず、1人あたり医療費支出は農村部が都市部の約二分の一(2008年)となっている(図6)。なぜ、その現象が存在しているのか。以下の2つの理由があげられる。まず、医療供給側の視点から考えると、医療供給体

制には都市部と農村部間の格差が存在することは1つの理由となる。農村部で医師・医療機関が相対的に少なく、農村部住民が受ける医療サービスの量が少ない(表 2、表3)。また、医療需要側の理由の1つとして、流動性制約問題が存在すると考えられる。具体的に説明すると、1人あたり年間所得は農村部が都市部の約三分の一となっている(図7)。一方、医療技術、医薬品の価格が政府によって決められるため、医療・医薬品の価格には都市部と農村部間における大きな格差がない。さらに、医療費給付(医療費償還)は都市従業員基本医療保険制度が新型農村合作医療制度よりかなり多いため、医療費の自己負担率は農村部が都市部より高い(図12)。したがって、都市部に比べ、農村部で医療需要が相対的に多いが、受けられる医療サービスの量が少ないと考えられる。現行の医療保障制度には公平性の問題が存在することがうかがえる。中国の公的医療保険制度の改革における公平性の問題を含め、制度効果に関するより厳密的計量分析は今後の課題としたい。

参考文献

【中国語文献】

中国国家統計局『中国統計年鑑』各年度版。

中国衛生部『中国衛生統計年鑑』各年度版。

中国衛生部(2009)『2008年中国医療サービス調査研究 第四次家庭健康問診調査分析報告』

顧海・李佳佳(2013)『中国城鎮化進程中統籌城鄉医療保険制度研究 模式選択与効応評估』

北京：中国労働社会保障出版社。

何平(2005)『中国医療保険制度評估与展望』『社会保障研究』2005年第2期。

李和森(2005)『中国農村医療保障制度研究』北京：經濟科学出版社。

李鴻敏(2012)『新型農村合作医療改革与發展研究—基于統籌城鄉視点』北京：中国社会科学出版社。

【日本語文献】

久保英也(2014)『中国における医療保障改革 皆保険実現後のリスクと提言』ミネルヴァ書房。

馬 欣欣(2013)『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1)』『ファーマテクジャパン』第29巻第14号、39-43頁。

(2014a)『賃金政策 体制移行と部門間賃金格差』中兼和津次編著『中国經濟はどう変わったか 改革開放以後の經濟制度と政策を評価する』第13章、国際書院、419 - 457頁。

(2014b)「中国における社会保障制度の変遷と医療保険制度改革(その2) 都市部における医療保険制度の変遷」『PHARM TECH JAPAN』第30巻第1号、91-96頁。

(2014c)「中国における社会保障制度の変遷と医療保険制度改革(その3) 農村部における計画経済期の医療制度」『PHARM TECH JAPAN』第30巻第2号、135-138頁。

(2014d)「中国における社会保障制度の変遷と医療保険制度改革(その4) 農村部における市場経済期の医療制度」『PHARM TECH JAPAN』第30巻第3号、129-133頁。

(2014e)「中国都市戸籍住民における医療保険の加入行動の要因分析 医療保険加入の種類およびその選択の決定要因」『アジア経済』第55巻第2号、62-94頁。

(2016)『中国の公的医療保険制度改革』京都大学学術出版会(2016年2月出版予定)。

徐林卉(2008)『医療保障政策の日中比較分析 中国農村部医療保障の健全化に向けて』晃洋書房。

王崢(2012)『中国農村における包括的医療保障体系の構築』日本僑報社。

【英語文献】

Ma Xinxin (2015) “Population Aging and Public Health Insurance Reform in Rural China” present in the International Seminar on “Comparative Study on Population Aging in Eastern Asian Low Fertility Countries” organized by the National Population and Social Security Institute on February 19-20th, 2015, Tokyo and Kyoto.

中国における公的医療保険制度が医療費の自己負担に与える影響 都市部と農村部の比較

馬 欣欣（京都大学）*

要旨

本稿では、中国健康と栄養調査のパネルデータ（CHNS2000、2004、2006）を活用し、サンプル・セレクション・バイアスおよび個体間の異質性問題を考慮した実証分析を行い、公的医療保険制度の加入がどの程度医療費の自己負担額に影響を与えるのか、また都市部と農村部によって公的医療保険制度の実施効果が異なるのかを明らかにした。分析結果より、全体に公的医療保険制度の加入が医療費の自己負担額に与える影響は統計的に有意ではない。また、都市部と農村部に分けて分析した結果、公的医療保険制度が都市部と農村部におけるそれぞれの医療費の自己負担額に与える影響は統計的に確認されなかった。分析結果により、都市部においても、農村部においても、公的医療保険制度が医療費の自己負担額を軽減する効果を持っていないことが明らかになった。公的医療保険制度が所得再分配政策の1つとしてその果たすべき役割を評価すると、1990年代後期に実施された公的医療保険制度の改革が成功しなかったことが示された。

キーワード：中国公的医療保険制度の改革、都市部と農村部、医療費の自己負担額

1. はじめに

体制移行期、政府は医療市場には競争市場原理を導入し、医療機関が利潤最大化を追求した結果、「薬漬け」、「医療機器漬け」の医療機関が多くなり、医療費が高騰してきた。特に1990年以降、「看病難、看病貴」（医療サービスを受けるのは難しいこと、医療費が高いこと）といわれたように、重篤な疾病にかかった者が貧困層に陥ったケースが多くなり、健康格差の問題がますます深刻化していた。

90年代後期以降、中国では公的医療保険制度が改革され、都市部で都市従業員基本医療保

* 本稿は馬(2016)の一部に基づいて作成したものである。詳細な内容に関しては、馬(2016)第5章「中国における公的医療保険制度が家計消費に与える影響 都市部と農村部の比較」を参照されたい。

険制度および都市住民基本医療保険制度、農村部で新型農村合作医療制度が実施されている。欧米や日本などの先進国で実施されている公的医療保険制度のように、公的医療保険制度は所得再分配政策の一部として機能すると、その制度の実施が所得格差による医療格差の問題を一定程度に是正することができると考えられる。はたして、公的医療保険制度の改革によって「看病費」（医療費が高いこと）の問題を解決できたのか。中国で公的医療保険制度の実施効果を評価し、また今後の政策立案を提言するため、新たな公的医療保険制度が医療費の自己負担額にどの程度影響を与えるのかに関する実証研究は、重要な課題となる。

この課題に対して、(1)都市部を対象とする研究において、Wagstaff *et al.*(2009)、Shi *et al.* (2010)、Xiao *et al.* (2010)、Lu *et al.* (2012)、Li *et al.* (2014)は、新型農村合作医療制度が農村部住民の医療費の自己負担額を軽減する効果を持っていないことを明示している。(2)農村部を対象とする研究では、黄・甘(2010)は2002、2005CLHLS(Chinese Longitudinal Healthy Longevity Survey)の22省を対象としたパネル調査の個票データを活用し、都市従業員医療保険制度に加入したグループで医療費の自己負担額が低い傾向にあることを示している。(3)都市部および農村部を対象とした実証研究については、Wagstaff *et al.*(2008)は、医療保険制度が加入したグループで総医療費が高い傾向にあることを明示している。劉・蔡・李(2011)は、医療保険制度加入グループで医療費の自己負担額が低いと指摘している。一方、Li and Zhang (2013)は、公的医療保険制度が医療費の自己負担額に有意な影響を与えていないことを示している。上記の先行研究には、いくつかの課題がまだ残っている。それに対して、本稿の特徴は以下の通りである。第1に、先行研究では、一時点の調査データを用いた実証分析であるため、経過年とともに医療費の自己負担になる確率の変化が明確となっていない。それに対して、本稿では、CHNS2000、2004、2006のパネルデータを用い、時間とともに制度効果の変化を考察することができる。第2に、医療サービスの利用と医療費支出行動で、個人間の異質性の問題が存在すると考えられる。先行研究では、このような個人間の異質性の問題が考慮されていないのに対して、本稿ではパネルデータを活用し、ランダム効果モデルを用いてより厳密な分析を行う。第3に、Wagstaff *et al.*(2008)は個人間の異質性の問題に対処したが、用いたCHNSパネルデータが1991～2000年であるため、2003年以降、実施された新型農村合作医療制度の実施効果に関する分析が行われていない。それに対して、本稿では、CHNS2000、2004、2006のパネルデータを用いてNCMSを含めて2000年代における公的医療保険制度の実施効果に関する実証分析を行う。これらの分析結果によって公的医療保険制度の加入状況およびその医療費の自己負担額に与える影響に関する最新情報を得ることができる。

本稿の構成は以下の通りである。第2節で、データから観察された公的医療保険制度の加入状況と医療費の自己負担額を考察し、第3節で計量分析の枠組を説明し、そして第4節で計量分析の結果を説明し、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. データから観察された公的医療保険制度の加入状況と医療費の自己負担額の分布

(1) 公的医療保険制度の加入状況

公的医療保険制度の加入状況を表1にまとめている。全体(都市部+農村部)、都市部と農村部に分けて集計した。医療保険制度の類型は、公務員医療保険、従業員医療保険、農村合作医療保険、商業保険、家族保険、統括保険、その他の保険の7つに分けられている。以下のことが示された。

第1に、全体的にみると、(1)医療保険未加入者の割合は2000年の80.4%から、2004年の72.6%、2006年の51.9%へと低下した。経過年とともに医療保険制度に加入した者の割合が高くなっているが、2006年まで医療保険制度がまだ整備されていなかったことがうかがえる。

(2)公務員医療制度加入者の割合は2000年の6.9%、2004年の7.5%から2006年の2.8%へと低下した。一方、従業員基本医療保険制度加入者の割合は2000年の3.6%、2004年の4.1%から2006年の16.2%へと上昇した。1998年に公費医療と労働保険医療制度を統合する目的とした従業員基本医療保険制度が実施された後、公務員を対象とした公費医療制度の改革が遅れていたが、近年になるほど両制度の統合が進展していることがうかがえる。

(3)農村合作医療保険制度に加入した者の割合は2000年4.8%、2004年7.5%から2006年27.7%へと大幅に上昇した。2003年にNCMSが実施されたことによって、農村合作医療保険制度の加入率が高くなっていることが見て取れた。

(4)商業保険(私的医療保険)に加入した者の割合は2000年1.6%、2004年2.5%、2006年0.7%で少ない。体制移行期に、私的医療保険が発展し、それが公的医療保険制度の補完となっているが、その加入者はごく一部の中・高所得層であるため、私的医療保険制度によってカバーされる対象者がいまだ少ない。

第2に、都市部、農村部によって加入した各類型の医療保険制度に加入した者の割合が異なっている。たとえば、(1)2006年の場合、従業員基本医療保険制度に加入した者の割合は都市部が35.6%で農村部(2.3%)に比べて高い。一方、農村新型医療保険制度に加入した者の割合は農村部が41.1%で都市部(9.0%)に比べて高い。その主な理由は、前述したように、医療保険

制度の適用対象は農村戸籍と都市戸籍によって異なり、つまり全国で統一する公的医療保険制度が実施されていないことにある。

(2)都市部で、従業員基本医療保険制度加入者の割合は2000年の5.5%、2004年の8.8%から2006年の35.6%へと上昇した。農村部で、農村合作医療保険制度に加入した者の割合は2000年4.5%、2004年10.7%から2006年41.1%へと大幅に上昇した。都市部、農村部のいずれにおいても、近年になるほど、公的医療保険制度に加入した者の割合が多くなっている。

(3)医療保険未加入者の割合は、都市部(2000年75.0%、2004年56.2%、2006年47.5%)が農村部(2000年84.8%、2004年84.8%、2006年55.0%)に比べて低い。ただし、2006年までに都市部、農村部のいずれにおいても、医療保険制度未加入者の割合が約5割で多かった。2007年以降、都市部で都市住民医療保険制度が実施され、また農村部で新型合作医療保険制度の実施が促進されている。公的医療保険制度の加入者が増加することにつれて、医療保険制度の未加入者が減少しているのだろう。公的医療保険制度の実施状況を把握するため、今後、2007年以降のデータを用いて考察する必要がある。

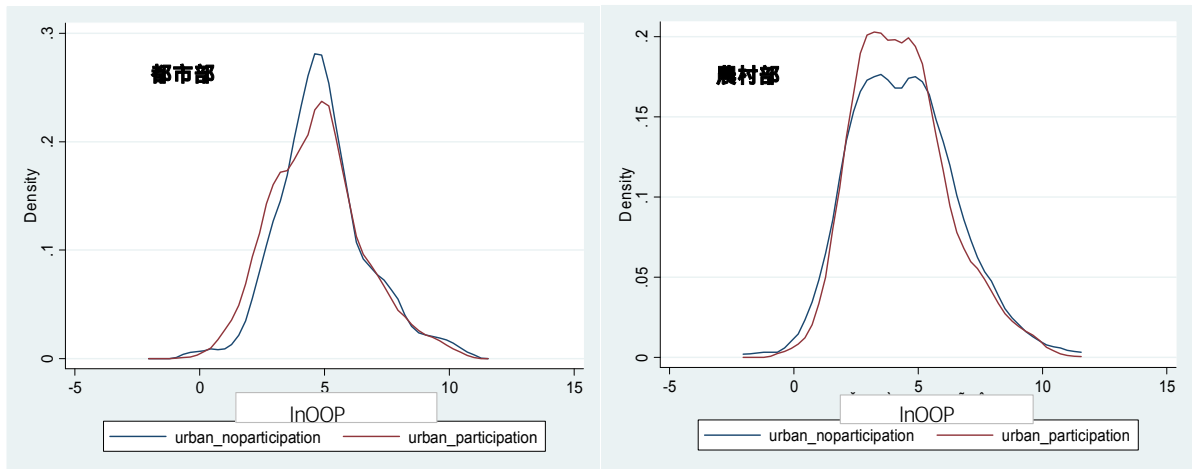
表1 都市部、農村部における医療保険制度の加入状況

	2000年			2004年			2006年		
	全体	都市部	農村部	全体	都市部	農村部	全体	都市部	農村部
公務員医療保険	6.9%	9.7%	4.6%	7.5%	15.8%	1.4%	2.8%	5.3%	1.0%
従業員基本医療保険	3.6%	5.5%	2.3%	4.1%	8.8%	0.6%	16.2%	35.6%	2.3%
農村合作医療保険	4.8%	5.4%	4.5%	7.5%	3.1%	10.7%	27.7%	9.0%	41.1%
商業保険	1.6%	1.1%	1.5%	2.5%	3.5%	1.7%	0.7%	0.9%	0.5%
家族保険	0.2%	0.6%	0.1%	0.5%	0.9%	0.1%			
統括保険	0.4%	0.2%	0.2%	4.8%	10.4%	0.6%			
その他の医療保険	2.1%	2.4%	1.9%	0.5%	1.2%	0.1%	0.8%	1.7%	0.1%
医療保険未加入	80.4%	75.0%	84.8%	72.6%	56.2%	84.8%	51.9%	47.5%	55.0%

出所：CHNS2000、2004、2006に基づき計算。

(2)医療費の自己負担額の Kernel 密度分布

図1で医療費の自己負担額対数値の Kernel 密度分布を表している。公的医療保険制度に加入したグループとその制度に加入しなかったグループに分けて集計した結果、(1)都市部で公的医療制度未加入グループに比べ、加入グループで医療費の自己負担額が低い域にある割合の分布がやや多くなっているが、医療費の自己負担額の分散には両グループの差異が小さい。(2)一方、農村部で、公的医療制度未加入グループに比べ、加入グループで医療費の自己負担額の分散がやや小さく、またその平均値がやや高いことが観察された。



出所：CHNS2000、2004、2006に基づく計算。
 注：participation: 公的医療制度加入グループ
 noparticipation: 公的医療制度未加入グループ

図1 都市部と農村部における公的医療保険制度加入・未加入別医療費の自己負担額 (対数値)の Kernel 分布

以上より、公的医療保険制度の加入状況は経過年とともに変化し、都市部と農村部によって各医療保険制度に加入した者の割合がそれぞれ異なることが示された。また、公的医療保険制度に加入したグループ、加入しなかったグループによって医療費の自己負担額の分布が異なることがわかった。ただ、これらは他の要因をコントロールしていない場合の集計結果である。以下では、推定モデルを用いた多変量分析の結果を用いて公的医療保険制度の加入が医療費の自己負担額に与える影響を検討したい。

3. 計量分析の方法

(1) 推定モデル

まず、サンプル・セレクション・バイアスの問題を対処するため、本稿ではヘックマン二段階推定法(Heckman 1979)および Two-part モデル(Duan *et al.* 1984)による分析を行う。Two-part モデルは、式(1.1)～(1.5)で示されている。

【選択関数】

$$y_{2i}^* = a_2 + \beta_2 X_{2i} + \varepsilon_{2i} \quad (1.1)$$

$$y_{2i}^* = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{2i}^* > 0 \\ 0 & \text{if } y_{2i}^* \leq 0 \end{cases} \quad (1.2)$$

【医療費の自己負担額関数】

$$Z_{2j} = b_2 + \gamma_2 H_{2j} + u_{2j} \quad (1.3)$$

$$\varepsilon_2 \sim N(0, 1), u_2 \sim N(0, \sigma_2^2), \text{cov}(\varepsilon_2, u_2) = 0 \quad (1.4)$$

$$E(Z_{2i}^* | y_2 = 1, X_2) = \Phi(\beta_2 X_{2i}) \exp(\gamma_2 H_{2i}) + \sigma_2^2 / 2 \quad (1.5)$$

添字 i, j は個人、また Z は医療費の自己負担額の対数值、 y_i^* は医療サービスを利用する確率、 X, H は医療サービスの利用、医療費の自己負担額に影響を与える各要因（公的医療保険制度の加入状況、健康状態など）、 a, b は定数項、 ε と u は誤差項をそれぞれ示す。

次に、個体間の異質性の問題を対処するため、ランダム効果モデルを用いて実証研究を行う。ランダムモデルの推定式は、(2)式で示されている。

$$Z_{jt} = b_t + \gamma H_{jt} + v_j + \varsigma_{jt} \quad (2)$$

(2)式で、 v_j は時間とともに変化しない個人の異質性（たとえば、リスト回避度などの観察できない要因）、 ς_{jt} は通常の誤差項である。クロスセクションデータを用いる分析では、個人の異質性 v_j をコントロールできないため、推定結果にバイアスが残される。ランダム効果モデルを用いると、時間とともにランダムに発生した v_j の効果を除外することができるため、より厳密な分析が可能である。

(1.5)式、(2)による分析結果で、 X における公的医療保険制度のダミー変数の推定係数が負の値となると、公的医療保険制度に加入しなかったグループに比べ、公的医療保険制度に加入したグループで医療費の自己負担が少ないことを意味する。これらの推定結果を用いて公的医療保険制度の実施効果を評価する。また、 X における公的医療保険制度以外の変数に関する計測結果を用いて、医療費の自己負担額に影響を与える他の要因を検討することができる。

(2) データ

分析では、CHNS2000、2004、2006 の3時点パネルデータを用いている。CHNSには、医療保険制度の加入状況、医療費の自己負担額、健康状態、医療サービスの利用、所得、個人属性、

家族構成などの情報があるため、本稿の実証分析にとって最も適切なデータと考えられる。

分析では、まず、以下のような被説明変数を設定した

第 1 に、「病気のため、どのぐらいの医療費を払いましたか」、および「支払った医療費で自己負担の割合が何%ですか」の質問項目に基づいて、「総医療費 × 自己負担の割合」のように療費の自己負担額を算出した。その対数値を医療費の自己負担額関数の被説明変数として用いる。

第 2 に、医療費の自己負担額を世帯所得で割って医療費の自己負担額が世帯所得に占める割合を算出し、その割合が 40%以上になる場合=1、40%以下になる場合=0 のように CHE に関する二値変数を設定した。

第 3 に、4 週間以内に医療サービス(外来・入院)を利用した場合=1、それ以外=0 のような二値変数を、医療サービス利用の確率関数(二段階推定のセレクション関数)の被説明変数として設定した。

次に、Anderson (Anderson and Newman 1973; Anderson *et al.* 1983)の医療サービス利用に関するモデルに基づいて、4 つの要因群に分けてそれぞれの変数を設定した。

第 1 に、個人属性要因(predisposing variable)については、年齢¹、学歴²、性別の変数を設定した。年齢が高いグループおよび教育水準が高いグループで、医療サービスを利用する確率が高いと推測している。また、男女間の差異をコントロールするため、男性ダミーを設定した。

第 2 に、医療サービスを利用する可能性に関する諸要因(enabling variables)については、医療保険制度、医療需要側の要因としての所得、供給側の要因としての地域別医療供給³がよく用いられる。公的医療保険制度加入ダミー、世帯一人当たり所得、地域ダミー(江蘇省、遼寧省、黒竜江省、山東省、河南省、湖北省、湖南省、広西省、貴州省の9地域)を被説明変数として設定した。世帯所得は家計の農業収入、養殖収入、果物収入、農業以外の勤労収入、移転所得などを含める。世帯所得を世帯人数で割って世帯一人当たり所得を算出した。

第 3 に、医療需要要因(need variables)に関しては、CHNS の質問項目を活用し、健康状態ダミー(非常によい、よい、ふつう、よくない)、持病・高血圧ありダミー、持病・糖尿病ありダミーの変数を設定した。健康状態が悪いグループ、高血圧および糖尿病の持病を持つグループで、医療サービスの利用が多く、療費の自己負担額が高いと考えられる。

¹ 年齢層の違いによって医療サービスの利用が異なることをコントロールするため、10 年刻みの年齢ダミー変数を設定した。

² 学歴を未入学、小学校卒、中学校卒、高校卒、専門学校卒、大学以上卒の 5 グループに分けてそれぞれのダミー変数を設定した。

³ 地域によって医療供給が異なると考えられるため、地域ダミー変数がよく用いられている。

第 4 に、ライフスタイル要因 (life-style variables) に関しては、本稿では健康行動要因としての喫煙行動⁴、飲酒行動⁵、健康運動ありダミー⁶、および生活環境⁷を示す諸要因を被説明変数として設定した。

第 5 に、経過年とともに、医療費の自己負担額が変化する可能性がある。こうした年代の影響を考察するため、年代ダミーを設定した。

サンプルの選定に関しては、本稿では、18 歳以上の都市部および農村部に居住する者を分析対象とした。また、公的医療保険制度の加入状況、健康状態などの各変数における欠損値を除外した。分析で、用いるサンプル数は 24784 (公的医療保険加入グループ 7026、未加入グループ 17758) となっている。また自己負担医療費を回答したサンプルが少ないため、パネルデータによる分析では、アンバランスパネルデータを用いて分析を行う。

4. 計量分析の結果

医療費の自己負担額に関する分析結果を**表1** (全体:都市部と農村部の合計)、**表2** (都市部)、**表3** (農村部)をまとめている。表1推定 1 の逆ミルズ比の推定係数が 3.6317 でその有意水準が 1%となっている。また表2推定 1 の逆ミルズ比の推定係数が統計的に有意ではないが、表3推定 1 で逆ミルズ比の推定係数が 5.8692 でその有意水準が 1%となっている。全体サンプルおよび農村部でサンプル・セレクション・バイアスの問題を考慮しないと、医療費の自己負担額関数の推定結果が過小評価になる可能性があることが示された。これらの分析結果によって以下のことが確認された。

第 1 に、公的医療保険制度の影響については、(1)全体的にサンプル・セレクション・バイアスを考慮した分析結果 (推定 1、推定 2)、および個体間の異質性の問題を対処した分析結果 (推定 3)によると、公的医療保険制度が医療費の自己負担額に与える影響は統計的に有意ではない。

⁴ 喫煙した経験がある場合および現在喫煙をしている場合=1、それ以外=0のように喫煙ダミーを設定した。

⁵ 飲酒行動に関しては、質問項目における飲酒状態 (飲酒の頻度)に基づいて、飲酒なし、飲酒・月 1 回以下、飲酒・月 1~2 回、飲酒・週 1~2 回、飲酒・週 3~4 回、飲酒・毎日、知らない 7 つのダミー変数を設定した。

⁶ 武術、体操、陸上、サッカー、テニス、その他のスポーツ (太極拳など)に参加している場合=1、それ以外=0のように健康運動ダミーを設定した。

⁷ 生活環境については、CHNSにおける飲用水、トイレ、居住部屋の周辺の衛生状況に関する質問項目を活用し、室内飲用水ダミー (室内飲用水施設あり=1、それ以外=0)、室内トイレダミー (トイレが室内にある場合=1、それ以外=0)、周辺に排泄物なし (居住部屋の周辺に排泄物がない場合=1、それ以外=0)の 3 つのダミー変数を設定した。

公的医療保険制度は、医療費の自己負担額を軽減する効果を持っていないことが示された。(2) また、都市部と農村部のいずれにおいても、公的医療保険制度が医療費の自己負担額に与える影響は統計的に有意ではない。都市部においても、農村部においても、公的医療保険制度は医療費の自己負担額を軽減する効果を持っていないことが示された。

第2に、その他の要因に関しては、(1)他の要因が一定ならば、農村部に比べて、都市部で医療費の自己負担額が6.96～32.03%ポイント高い。

(2)年齢の影響については、全体的に推定1によると、30歳代に比べ、60歳代、70歳代で医療費の自己負担額がそれぞれ43.04%、89.49%ポイント高い。高齢者グループで、重篤な疾患になる確率が相対的に高いため、医療費の自己負担額は高齢者グループで高いと考えられる。ただし、推定2、推定3で医療費の自己負担額における年齢階層間の差異が顕著ではない。また、都市部で、30歳代に比べ、高齢者グループで医療費の自己負担額が60.35～83.57%(70歳代)ポイント、56.01～86.93%(80歳以上)ポイント高い。農村部で、30歳代に比べ、高齢者グループで医療費の自己負担額が1.13倍(70歳代)、1.51倍(80歳以上)高い。医療費の自己負担額における若年層と高齢層間の差異は、農村部が都市部より大きいことが示された。

(3)学歴については、全体的に推定1によると、就学しなかったグループに比べ、中学校卒グループで医療費の自己負担額が28.74%ポイント高いが、専門学校卒グループで医療費の自己負担額が62.25%ポイント低い。ただし、推定2、推定3で学歴が医療費の自己負担額に有意な影響を与えていない。また、都市部で、就学しなかったグループに比べ、高校卒グループで療費の自己負担額が54.96～57.49%ポイント高い。農村部で、就学しなかったグループに比べ、中学卒グループで医療費の自己負担額が46.79%ポイント高い。都市部、農村部のいずれにおいても、低レベル学歴者に比べ、中レベル学歴者グループで医療費の自己負担額が相対的に高いことがうかがえる。

(4)健康状態については、全体的に「健康状態が非常に良い」と回答したグループに比べ、「ふつう」、「よくない」と回答したグループで医療費の自己負担額が低い。主観的健康状態が悪いグループで療費の自己負担額が高い傾向にある。また、持病・高血圧、持病・糖尿病の両グループで医療費の自己負担額が高い。生活習慣病を持っていないグループで、生活習慣病を罹患したグループで医療費の自己負担額が高い。また、都市部と農村部を比較すると、「健康状態が非常に良い」と回答したグループに比べ、「よくない」と回答したグループにおいて、都市部で医療費の自己負担額が27.79～256.14%ポイント高く、農村部で医療費の自己負担額が36.54～749.16%ポイント高い。また、都市部で持病・高血圧、持病・糖尿病が医療費の自己負担額に有

意な影響を与えていない。一方、農村部で持病・高血圧、持病・糖尿病の両グループで医療費の自己負担額が高い。都市部に比べ、農村部で医療費の自己負担額における健康状態別グループ間の差がより大きい。

(5)世帯所得の影響については、全体的に世帯所得が高いほど医療費の自己負担額が高い。また、都市部で世帯所得が医療費の自己負担額に与える影響は統計的に有意ではない。一方、農村部で、世帯所得が高いほど医療費の自己負担額が高いことが示された。農村部で予算制約が医療費支出に与える影響は農村部が都市部に比べて大きいことがうかがえる。

(6)地域間の差異については、全体的に江蘇省に比べて、黒竜江が 13.19～67.03%ポイント高いが、貴州省が 36.69～130.92%ポイント低い。また、都市部で江蘇省に比べて貴州省が 72.16～98.49%ポイント低い。農村部で、江蘇省に比べて、黒竜江(13.46～64.96%)、河南(76.75%)、湖北(45.35%)が高いが、山東が 86.14%ポイント低い。医療費の自己負担額における地域間の格差は農村部が都市部より顕著であることがわかる。

(7)生活習慣の影響については、全体的に喫煙していないグループに比べ、喫煙したグループで医療費の自己負担額が 5.57～25.36%ポイント高い。その主な理由は、喫煙していないグループに比べ、喫煙しているグループは健康に対するリスク回避度が相対的に低いため、同じ病気になる場合、医療サービスの利用が相対的に少なく、また医療費支出が相対的に低いことにある。飲酒なしグループに比べ、月1～2回飲酒グループで医療費の自己負担額が 12.19～51.96%ポイント高い。また都市部と農村部を比較すると、都市部で喫煙ダミーの影響が確認されなかったが、農村部で喫煙していないグループに比べ、喫煙しているグループで医療費の自己負担額が 26.94～29.90%ポイント高い。また、飲酒なしグループに比べ、都市部において週1～2回飲酒グループで医療費の自己負担額が 61.11～66.23%ポイント低く、農村部において週1～2回飲酒グループで医療費の自己負担額が 66.75%ポイント低く、月1～2回飲酒グループで、医療費の自己負担額が 14.22～58.27%ポイント低い。都市部、農村部のいずれにおいても、生活習慣が医療費の自己負担額に影響を与えることが示された。

(8)全体的に 2000年に比べ、2004年の場合、医療費の自己負担額が 7.88～89.44%ポイント低く、2006年の場合、医療費の自己負担額が 10.82～59.96%ポイント低い。また都市部で医療費の自己負担額における年代別間の差異が小さいが、農村部で経過年とともに医療費の自己負担額が低下する傾向にある。

表1 全体: 公的医療保険の加入と医療費の自己負担額

	推定1: Heckman二段階推定				推定2 Two-part モデル推定				推定3: ランダム効果	
	第二段階推定		第一段階推定		第二段階推定 (Poisson)		第一段階推定 (logit)		推定係数	z 値
	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値		
公的医療保険制度加入	0.3590	1.27	0.1136 ***	4.06	0.0101	0.33	0.2187 ***	4.13	0.0617	0.55
都市部	0.3149 ***	3.23	0.0749 **	2.35	0.0696 ***	2.68	0.1376 **	2.26	0.3203 ***	3.27
年齢 (30歳代)										
20歳代	0.2143	0.70	0.1537 **	2.05	-0.0538	-0.67	0.3093 **	2.00	-0.2015	-0.69
40歳代	0.1401	0.72	0.0006	0.01	0.0381	0.72	0.0081	0.08	0.1753	0.89
50歳代	-0.0221	-0.12	0.0218	0.46	-0.0112	-0.22	0.0518	0.54	-0.0383	-0.20
60歳代	0.4304 **	2.06	0.1374 ***	2.82	0.0105	0.20	0.2793 ***	2.87	0.0599	0.31
70歳代	0.8949 ***	3.41	0.2772 ***	5.12	0.0306	0.55	0.5184 ***	4.91	0.1571	0.76
80歳以上	1.0782 ***	3.52	0.3673 ***	6.11	0.0253	0.42	0.6807 ***	5.91	0.1267	0.56
学歴 (就学しなかった)										
小学校	0.0626	0.47	0.0860 **	2.31	-0.0327	-0.97	0.1709 **	2.49	-0.1546	-1.22
中学校	0.2874 *	1.89	0.0532	1.27	0.0421	1.04	0.1069	1.36	0.2008	1.33
高校	0.1376	0.66	0.0478	0.91	0.0235	0.42	0.0961	0.95	0.0960	0.46
専門学校	-0.6225 **	-1.97	-0.1515 **	-2.21	-0.0290	-0.37	-0.2960 **	-2.20	-0.1335	-0.45
大学以上	0.2097	0.74	0.1206 *	1.77	0.0038	0.05	0.2256 *	1.72	0.0130	0.05
男性	-0.1273	-1.00	-0.1149 ***	-4.05	0.0347	1.21	-0.2092 ***	-3.81	0.1769	1.63
健康状態 (非常によい)										
よい	0.7045 ***	2.94	0.1408 ***	3.05	0.0536	0.87	0.3301 ***	3.23	0.2304	1.06
ふつう	2.3685 ***	5.16	0.6047 ***	13.05	0.1194 **	1.97	1.2440 ***	12.36	0.5125 *	2.38
よくない	5.2002 ***	6.18	1.3003 ***	24.01	0.3199 ***	5.07	2.4357 ***	22.11	1.5019 ***	6.62
持病・高血圧病	1.0416 ***	4.77	0.3268 ***	9.19	0.0398	1.31	0.5828 ***	9.31	0.1957 *	1.68
持病・糖尿病	1.0982 ***	3.73	0.3623 ***	4.78	0.0419	0.74	0.6186 ***	4.82	0.2326	1.03
世帯1人あたり所得	2.99E-05 ***	1.81	8.89E-06 ***	2.24	2.37E-06	0.56	1.65E-05 **	2.28	1.27E-05	0.78
地域 (江蘇省)										
遼寧	-0.3708	-1.48	-0.2747 ***	-5.39	0.0699	1.40	-0.5274 ***	-5.37	0.3753 *	1.95
黒竜江	-0.1989	-0.70	-0.3275 ***	-5.93	0.1319 **	2.39	-0.6090 ***	-5.62	0.6703 ***	3.14
山東	-0.4331 *	-1.93	-0.1853 ***	-3.64	0.0053	0.10	-0.3163 ***	-3.25	0.0442	0.22
河南	0.1958	1.05	0.1015 **	2.11	-0.0387	-0.84	0.1910 **	2.11	-0.1471	-0.86
湖北	0.2020	1.15	0.0576	1.21	0.0034	0.07	0.0995	1.11	0.0378	0.22
湖南	0.0843	0.44	-0.0543	-1.10	0.0627	1.29	-0.1090	-1.16	0.3172 *	1.72
広西	-0.3365 *	-1.93	0.0372	0.75	-0.0944 **	-1.99	0.0703	0.76	-0.4029 **	-2.30
貴州	-1.3092 ***	-5.83	-0.2084 ***	-3.92	-0.1762 ***	-3.33	-0.3669 ***	-3.66	-0.7537 ***	-3.97
喫煙	-0.2536 **	-2.13	-0.0064	-0.20	-0.0557 *	-1.72	-0.0179	-0.29	-0.2420 *	-2.02
飲酒状態 (飲酒なし)										
飲酒・月1回以下	0.2277	0.81	0.0953	1.32	-0.0117	-0.16	0.1567	1.12	-0.0569	-0.21
飲酒・月1~2回	-0.3216	-1.54	0.0708	1.35	-0.1229 **	-2.08	0.1279	1.26	-0.5196 **	-2.53
飲酒・週1~2回	-0.2169	-1.19	0.0261	0.56	-0.0569	-1.13	0.0451	0.49	-0.2895	-1.59
飲酒・週3~4回	0.3275	1.33	0.1699 ***	2.87	-0.0334	-0.55	0.3131 ***	2.73	-0.1651	-0.74
飲酒・毎日	-0.2632	-1.55	-0.0649	-1.45	-0.0148	-0.33	-0.1383	-1.58	-0.0844	-0.51
知らない	-0.0739	-0.14	0.0872	0.66	-0.0894	-0.61	0.1642	0.64	-0.4227	-0.79
健康運動あり			0.0400	0.96			0.0812	1.01		
室内飲用水			-0.0060	-0.20			-0.0116	-0.20		
室内トイレ			-0.1449 ***	-4.43			-0.2550 ***	-4.10		
周辺に便なし			-0.0446	-1.51			-0.1006 *	-1.79		
家族と同居			0.0052	0.17			0.0059	0.11		
調査年 (2000年)										
2004年	-0.8944 ***	-2.85	0.4198 ***	11.73	-0.0788 *	-1.90	0.9144 ***	12.38	-0.3565 **	-2.30
2006年	-0.5996 **	-2.10	0.3635 ***	10.02	-0.1082 ***	-2.59	0.8004 ***	10.69	-0.4931 ***	-3.16
定数項	-4.7994 **	-2.43	-2.0961 ***	-25.31	1.4198 ***	17.09	-3.9620 ***	-23.48	4.1059 ***	13.49
逆ミルズ比	3.6317 ***	4.57								
サンプルサイズ	24784				24784		1675		1675	
グループ数									449	
センサリングサイズ	23109									
非センサリングサイズ	1675									
R-sq: within									0.1012	
between									0.2151	
overall									0.1473	
Breusch-Pagan検定									chi2(1) = 26.42	
									Prob > chi2=0.0000	

出所: CHNS2000、2004、2006に基づき計算。

注: *, **, ***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

表2 都市部における公的医療保険制度と医療費の自己負担額

	推定1: Heckman二段階推定				推定2 Two-part モデル推定				推定3: ランダム効果	
	第二段階推定		第一段階推定		第二段階推定 (Poisson)		第一段階推定 (logit)		推定係数	z 値
	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値		
公的医療保険制度加入	0.2019	1.16	0.1221 ***	2.93	0.0251	0.57	0.2280 ***	2.90	0.0741	0.46
年齢 (30歳代)										
20歳代	-0.1677	-0.38	0.2350 *	1.90	-0.0729	-0.59	0.4647 *	1.88	-0.3551	-0.83
40歳代	0.5926 *	1.83	-0.0213	-0.27	0.1429	1.56	-0.0566	-0.35	0.6149 *	1.93
50歳代	0.3004	0.94	-0.0365	-0.47	0.0823	0.92	-0.1049	-0.67	0.3450	1.11
60歳代	0.2810	0.89	0.1283 *	1.61	0.0454	0.51	0.2255	1.42	0.1579	0.51
70歳代	0.8357 **	2.34	0.2987 ***	3.53	0.1320	1.47	0.5463 ***	3.32	0.6035 *	1.92
80歳以上	0.8693 **	2.16	0.3855 ***	4.19	0.1288	1.36	0.6849 ***	3.88	0.5601 *	1.67
学歴 (就学しなかった)										
小学校	0.0362	0.17	0.0945	1.42	-0.0116	-0.21	0.1831	1.53	-0.0467	-0.23
中学校	0.2138	0.90	-0.0097	-0.14	0.0498	0.77	-0.0154	-0.12	0.2219	0.94
高校	0.5496 *	1.90	0.0307	0.39	0.1112	1.39	0.0606	0.41	0.5749 **	1.99
専門学校	-0.2550	-0.66	-0.2012 **	-2.27	-0.0138	-0.14	-0.4054 **	-2.40	-0.0478	-0.14
大学以上	0.2203	0.67	0.1107	1.27	0.0372	0.41	0.1958	1.19	0.1569	0.48
男性										
健康状態 (非常によい)	-0.0703	-0.41			0.0010	0.02	-0.1861 **	-2.26	0.0263	0.17
よい	0.3212	0.84	0.2076 ***	2.80	0.0274	0.27	0.4565 ***	2.80	0.1436	0.42
ふつう	1.0439 *	1.71	0.6720 ***	9.01	0.0967	0.96	1.3536 ***	8.39	0.4641	1.37
よくない	2.5614 **	2.48	1.3814 ***	15.79	0.2779 ***	2.63	2.5592 ***	14.43	1.3980 ***	3.88
持病・高血圧病	0.3623	1.48	0.2882 ***	5.78	0.0265	0.60	0.5093 ***	5.79	0.0966	0.60
持病・糖尿病	0.3842	1.07	0.3912 ***	4.33	0.0175	0.25	0.6754 ***	4.39	0.0765	0.29
世帯1人あたり所得	0.0000	-0.20	9.64E-06 *	1.83	-2.22E-06	-0.41	1.79E-05 *	1.85	-1.17E-05	-0.60
地域 (江蘇省)										
遼寧	0.0740	0.21	-0.3295 ***	-4.65	0.0727	0.98	-0.6232 ***	-4.63	0.3273	1.14
黒竜江	0.2228	0.45	-0.4724 ***	-5.07	0.1176	1.16	-0.8947 ***	-4.84	0.5935	1.48
山東	-0.0661	-0.23	-0.1890 ***	-2.56	0.0187	0.26	-0.3303 **	-2.38	0.0593	0.21
河南	-0.2364	-0.84	0.0200	0.26	-0.0601	-0.76	0.0466	0.33	-0.2379	-0.79
湖北	0.1394	0.56	0.0383	0.54	0.0254	0.37	0.0464	0.35	0.0433	0.16
湖南	0.1607	0.59	-0.1110 *	-1.60	0.0600	0.86	-0.1984	-1.51	0.2210	0.81
広西	-0.2810	-1.08	0.0241	0.33	-0.0517	-0.71	0.0414	0.30	-0.2349	-0.82
貴州	-0.9849 **	-2.33	-0.3507 ***	-3.86	-0.1335	-1.42	-0.6333 ***	-3.67	-0.7216 **	-2.08
喫煙	-0.2058	-1.07	0.0056	0.11	-0.0492	-0.90	0.0072	0.08	-0.2496	-1.31
飲酒状態 (飲酒なし)										
飲酒・月1回以下	-0.0602	-0.16	0.0367	0.35	-0.0181	-0.17	0.0519	0.26	-0.0792	-0.21
飲酒・月1~2回	-0.3954	-1.21	0.0574	0.69	-0.0984	-1.02	0.1236	0.77	-0.3994	-1.24
飲酒・週1~2回	-0.6623 **	-2.13	-0.0534	-0.70	-0.1328	-1.47	-0.1111	-0.73	-0.6111 **	-2.00
飲酒・週3~4回	-0.0403	-0.10	0.1619 *	1.70	-0.0406	-0.36	0.3241 **	1.76	-0.1985	-0.51
飲酒・毎日	-0.3167	-1.31	0.0089	0.13	-0.0656	-0.95	0.0150	0.11	-0.3078	-1.27
知らない	-0.0156	-0.02	0.2729	1.43	-0.0575	-0.25	0.4807	1.30	-0.4178	-0.55
健康運動あり			0.0289	0.57			0.0580	0.60		
室内飲用水			-0.0497	-0.86			-0.0585	-0.54		
室内トイレ			-0.1195 **	-2.46			-0.2229 **	-2.45		
周辺に便なし			-0.1647 **	-2.34			-0.3305 **	-2.55		
家族と同居			0.0142	0.32			0.0253	0.31		
調査年 (2000年)										
2004年	0.2870	0.80	0.3258 ***	5.62	-0.0071	-0.10	0.7198 ***	6.10	0.0091	0.04
2006年	0.0691	0.20	0.3030 ***	5.30	-0.0504	-0.72	0.6722 ***	5.75	-0.1968	-0.80
定数項	1.3002	0.59	-1.8285 ***	-12.72	1.3794 ***	10.17	-3.4202 ***	-11.92	3.9832 ***	8.35
逆ミラズ比	1.1161	1.22								
サンプルサイズ	10041				10041		641		641	
グループ数									236	
センサリングサイズ	9400									
非センサリングサイズ	641									
R-sq: within									0.1216	
between									0.2253	
overall									0.1622	
Breusch-Pagan検定									chi2(1) = 10.12	
									Prob > chi2 = 0.0015	

出所: CHNS2000、2004、2006に基づき計算。

注: *, **, ***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

表3 農村部における公的医療保険制度と医療費の自己負担額

	推定1: Heckman二段階推定				推定2 Two-part モデル推定				推定3: ランダム効果	
	第二段階推定		第一段階推定		第二段階推定 (Poisson)		第一段階推定 (Logit)		推定係数	z 値
	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値		
公的医療保険制度加入	0.6105	1.22	0.1323 ***	3.37	-0.0023	-0.05	0.2602 ***	3.47	0.0066	0.04
年齢 (30歳代)										
20歳代	0.4178	0.97	0.1049	1.10	-0.0227	-0.21	0.2164	1.09	-0.1398	-0.34
40歳代	0.1103	0.43	0.0381	0.63	-0.0166	-0.25	0.0923	0.74	-0.0752	-0.30
50歳代	0.1932	0.73	0.0915	1.52	-0.0530	-0.80	0.2118 *	1.73	-0.2409	-0.97
60歳代	0.8267 ***	2.60	0.1783 ***	2.83	-0.0064	-0.10	0.3789 ***	3.01	-0.0394	-0.15
70歳代	1.1381 ***	2.81	0.2824 ***	3.89	-0.0384	-0.51	0.5394 ***	3.81	-0.1765	-0.62
80歳以上	1.5055 ***	3.09	0.3709 ***	4.51	-0.0375	-0.45	0.7176 ***	4.58	-0.1759	-0.55
学歴 (就学しなかった)			0.0729	1.58						
小学校	0.0537	0.30			-0.0553	-1.25	0.1522 *	1.77	-0.2419	-1.45
中学校	0.4679 **	2.17	0.0905 *	1.71	0.0250	0.47	0.1924 *	1.91	0.1127	0.56
高校	-0.2020	-0.66	0.0554	0.74	-0.0791	-0.95	0.1253	0.86	-0.3406	-1.11
専門学校	0.6447	1.05	0.0907	0.63	0.0300	0.19	0.2415	0.86	0.1611	0.26
大学以上	1.6638 **	2.18	0.2434	1.23	0.1371	0.73	0.5023	1.30	0.5802	0.79
男性	-0.3035	-1.51	-0.1338 ***	-3.52	0.0667 *	1.71	-0.2387 ***	-3.21	0.3075 **	2.06
健康状態 (非常によい)										
よい	0.8946 ***	2.91	0.1008 *	1.69	0.0799	1.00	0.2469 **	1.88	0.3400	1.20
ふつう	3.4848 ***	5.04	0.5739 ***	9.61	0.1483 *	1.89	1.1913 ***	9.21	0.6292 **	2.23
よくない	7.4916 ***	5.64	1.2651 ***	18.18	0.3654 ***	4.46	2.3850 ***	16.88	1.6478 ***	5.51
持病・高血圧病	1.7185 ***	4.69	0.3536 ***	6.84	0.0528	1.24	0.6400 ***	7.06	0.2411	1.45
持病・糖尿病	1.6781 ***	3.39	0.3325 **	2.33	0.0840	0.84	0.5812 **	2.40	0.4581	1.10
世帯1人あたり所得	0.0001 ***	2.80	7.48E-06	1.16	1.30E-05 *	1.69	1.43E-05	1.20	0.0001 **	1.98
地域 (江蘇省)										
遼寧	-0.4687	-1.40	-0.2151 ***	-2.88	0.0874	1.25	-0.4229 ***	-2.90	0.4218	1.55
黒竜江	-0.3019	-0.88	-0.2313 ***	-3.19	0.1346 *	1.93	-0.4208 ***	-2.96	0.6496 **	2.37
山東	-0.8614 **	-2.37	-0.1897 ***	-2.62	-0.0013	-0.02	-0.3241 **	-2.30	0.0191	0.06
河南	0.7675 ***	2.61	0.1683 ***	2.60	-0.0203	-0.33	0.3153 **	2.54	-0.0774	-0.34
湖北	0.4535 *	1.75	0.0890	1.36	-0.0007	-0.01	0.1713	1.37	0.0073	0.03
湖南	0.1625	0.60	-0.0100	-0.14	0.0644	0.92	-0.0391	-0.28	0.2939	1.09
広西	-0.1676	-0.67	0.0702	1.01	-0.1173 *	-1.82	0.1327	1.01	-0.4877 **	-2.03
貴州	-1.1646 ***	-4.47	-0.1117 *	-1.61	-0.1887 ***	-2.78	-0.1837	-1.40	-0.7710 ***	-3.11
喫煙	-0.2990 *	-1.92	-0.0098	-0.24	-0.0607	-1.46	-0.0288	-0.36	-0.2694 *	-1.71
飲酒状態 (飲酒なし)	0.8086 *	1.84								
飲酒・月1回以下	-0.1723	-0.61	0.1554	1.54	0.0036	0.03	0.2697	1.37	0.0095	0.02
飲酒・月1~2回	0.2251	0.94	0.0862	1.27	-0.1422 *	-1.87	0.1423	1.08	-0.5827 **	-2.17
飲酒・週1~2回	-0.6675 **	-2.04	0.0801	1.34	-0.0304	-0.49	0.1520	1.30	-0.1394	-0.61
飲酒・週3~4回	-0.4274 *	-1.64	0.1764 **	2.32	-0.0323	-0.44	0.3128 **	2.12	-0.1518	-0.55
飲酒・毎日	-0.6501	-0.87	-0.1174 **	-1.98	0.0324	0.54	-0.2549 **	-2.15	0.1335	0.58
知らない			-0.0678	-0.36	-0.1070	-0.54	-0.0776	-0.22	-0.4920	-0.65
健康運動あり			0.0674	0.89			0.1421	0.94		
室内飲用水			0.0092	0.26			0.0083	0.12		
室内トイレ			-0.1333 ***	-2.86			-0.2276 **	-2.55		
周辺に便なし			-0.0297	-0.90			-0.0727	-1.15		
家族と同居			-0.0061	-0.15			-0.0194	-0.25		
調査年 (2000年)										
2004年	-1.6174 ***	-3.02	0.4722 ***	10.19	-0.1380 ***	-2.60	1.0319 ***	10.72	-0.6166 ***	-3.03
2006年	-1.1273 **	-2.47	0.3860 ***	7.95	-0.1568 ***	-2.85	0.8579 ***	8.56	-0.7016 ***	-3.33
定数項	-10.5459 ***	-3.17	-2.1911 ***	-20.17	1.4584 ***	13.28	-4.1834 ***	-18.85	4.3343 ***	10.61
逆ミルズ比	5.8692 ***	4.51								
サンプルサイズ	14743				14743	1034			1034	
グループ数									285	
センサリングサイズ	13709									
非センサリングサイズ	1034									
R-sq: within									0.1162	
between									0.1951	
overall									0.1471	
Breusch-Pagan検定									chi2(1) = 24.18	
									Prob > chi2=0.0002	

出所: CHNS2000、2004、2006に基づき計算。

注: *, **, ***はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

5. まとめ

本稿では、CHNS2000年、2004年、2006年のパネルデータを活用し、サンプル・セレクション・バイアスおよび個体間の異質性問題を考慮した実証分析を行い、公的医療保険制度の加入がどの程度医療費の自己負担額に影響を与えるのか、また都市部と農村部によって公的医療保険制度の実施効果が異なるのかを明らかにした。主な結論は以下の通りである。

第1に、全体に公的医療保険制度の加入が医療費の自己負担額に与える影響は統計的に有意ではない。また、都市部と農村部のいずれにおいても、公的医療保険制度の加入がOOPに与える影響は統計的に有意ではない。都市部においても、農村部においても、公的医療保険制度は、医療費の自己負担額を軽減する効果を持っていないことが示された。

第2に、他の要因に関しては、年齢、学歴、健康状態、地域、生活習慣が医療費の自己負担になる確率に影響を与えており、またそれらの要因の影響は農村部が都市部に比べて大きい。

これらの分析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り、中国で、都市部においても、農村部においても、公的医療保険制度が医療費の自己負担額を軽減する効果を持っていないことが示された。公的医療保険制度が所得再分配政策の1つとしてその果たすべき役割を評価すると、1990年代後期に実施された公的医療保険制度の改革が成功していないといえよう。重度な病気に罹ることによって生じる貧困問題に対処するため、公的医療制度を改革しながら、他の社会保障制度を整備することは今後の重要な課題となっている。また、重篤な疾患に罹る者に対する特別な医療費援助制度を設けることを検討する必要がある。第2に、分析結果により、他の要因が一定ならば、若年層に比べ、高年齢層で自己負担する医療費が高いことが分かった。高齢化が進んでいる中国で、高年齢者向けの貧困削減政策に取り組むことは今後の重要な課題となると考えられる。中国で、日本、アメリカで実施されている高年齢者向けの公的医療保険制度⁸を構築することを検討すべきであろう。

参考文献

【英語文献】

Andersen, R. and J. F. Newman (1973) "Social and individual determinants of medical care utilization in the United States," *Milbank Quarterly*, 51, pp.95-124.

⁸ 高年齢者向けの公的医療保険制度に関しては、アメリカでメディケア(Medicare)制度が実施され、また日本では後期高齢者医療制度が実施されている。

- Andersen, R., A. McCutcheon and L.Aday (1983) "Exploring dimensions of access to medical care," *Health Services Research*, 18, pp.50-74.
- Duan, N., W. G. Manning, C. N. Morris and J. P. Newhouse (1984) "Choosing Between the Sample-Selection Model and the Multi-Part Model," *Journal of Business & Economic Statistics*, 2(3), pp.283-289.
- Heckman, J. J. (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47(1), pp. 153-161.
- Shi, W., V. Chongsuvivatwong, A. Geater, J. Zhang, H. Zhang and D. Brombal (2010) "The Influence of the Rural Health Security Schemes on Health Utilization and Household Impoverishment in Rural China: Data from a Household Survey of Western and Central China," *International Journal for Equity in Health*, 9(7), pp.1-11.
- Wagstaff, A. and M. Lindelow (2008) "Can Insurance Increase Financial Risk? The Curious Case of Health Insurance in China," *Journal of Health Economics*, 27, pp.990-1005.
- Wagstaff, A., M. Lindelow, J. Gao, L. Xu and J. Qian (2009) "Extending Health Insurance to the Rural Population: An Impact Evaluation of China's New Cooperative Medical Scheme," *Journal of Health Economics*, 28, pp.1-19.
- Xiao, S., H. Yan, Y. Shen, S. Dang, E. Hemminki, D. Wang and Q. Long (2010) "Utilization of Delivery Care among Rural Women in China: Does the Health Insurance Make a Difference? A Cross-sectional Study," *BMC Public Health*, 10, pp.1-7.

【中国語文献】

- 黄楓·甘犁(2010)「過度需求還是有効需求 - 城鎮老人健康与医療保険的実証分析」『經濟研究』2010年第6期、105-119頁。
- 劉国恩·蔡春光·李林(2011)「中国老人医療保障与医療服務需求的実証分析」『經濟研究』2011年第3期、95 - 107頁。

【日本語文献】

- 馬 欣欣(2016)『中国の公的医療保険制度の改革』京都大学学術出版会(2016年2月出版予定)。

International Seminar
Population Aging in Eastern Asian Low Fertility Countries

報告資料

国際セミナー「東アジア低出産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」 International Seminar: Population Aging in Eastern Asian Low Fertility Countries

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「東アジア低出産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」では、2015年2月19～20日に以下の通り国際セミナーを開催した。

2015年2月19日(木) 10:00～12:00 国立社会保障・人口問題研究所 第4会議室
2015年2月20日(金) 13:30～15:30 京都大学総合研究2号館4階 第2会議室

科学研究費補助金により、韓国ソウル国立大学校社会科学大学の朴京淑(Park Keong-Suk)教授と、台湾中央研究院人文社会科学研究センターの于若蓉(YU Ruoh-Rong)博士が招聘され、韓国と台湾に関する報告を行った。研究プロジェクトのメンバーからは、鈴木透(国立社会保障・人口問題研究所)が導入部報告と進行をつとめ、馬欣欣(京都大学)が中国に関する報告を行った。国立社会保障・人口問題研究所では相馬直子(横浜国立大学)が、京都大学では小島宏(早稲田大学)が、それぞれコメントをつとめた。いずれの会場も20名以上の参加があり、有意義で活発な議論が交わされた。

(共通プログラム)

1. SUZUKI Toru (IPSS)

Introduction: Low Fertility and Population Aging in Eastern Asia

2. PARK Keong-Suk (Seoul National University)

New Mechanism of Elder Poverty and Inequality in South Korea:
Family Change and Stratified Labor-Welfare System

3. YU Ruoh-Rong (Academia Sinica)

Familial Support and Living Arrangement of the Elderly People in Taiwan

4. MA Xin-Xin (Kyoto University)

Population Aging and Public Health Insurance Reform in Rural China

Introduction

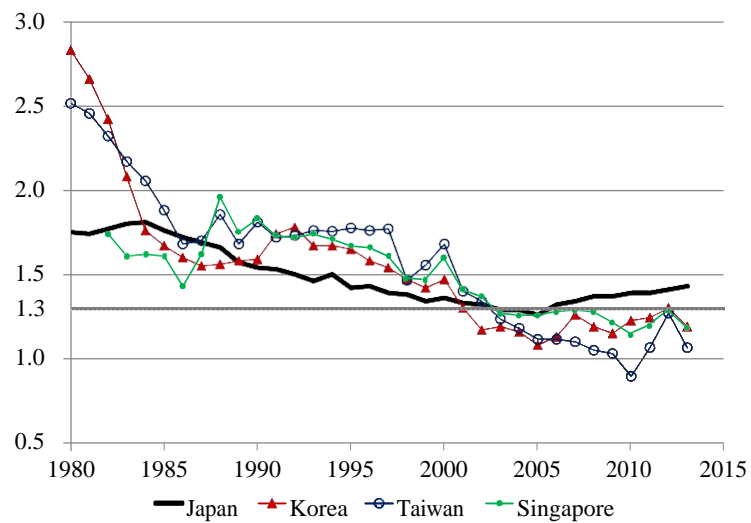
Low Fertility and Population Aging in Eastern Asia



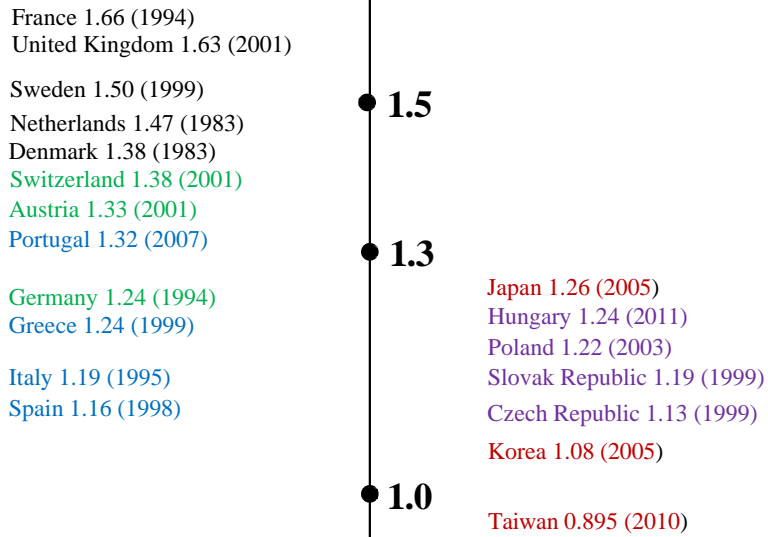
National Institute of Population
and Social Security Research

Toru SUZUKI

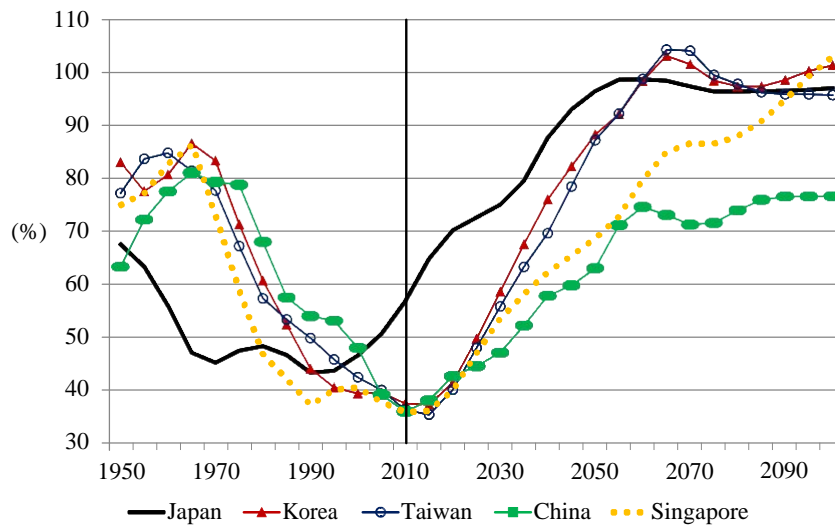
Total Fertility Rate



Recorded Lowest TFR

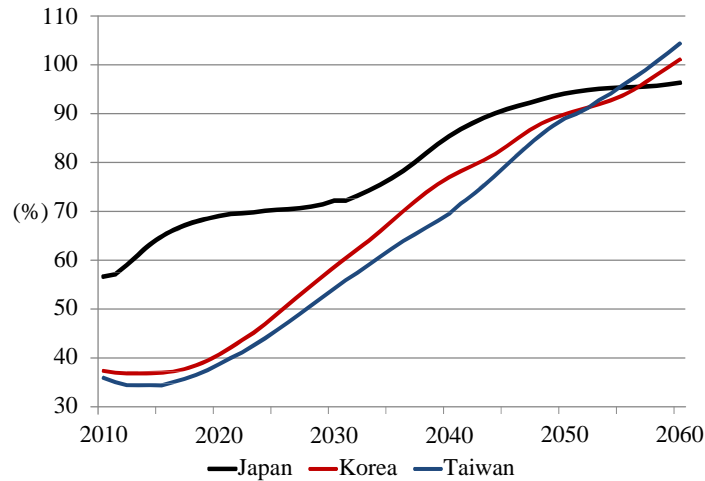


Total Dependency Ratio



United Nations Population Division, World Population Prospects 2012 Revision

Total Dependency Ratio



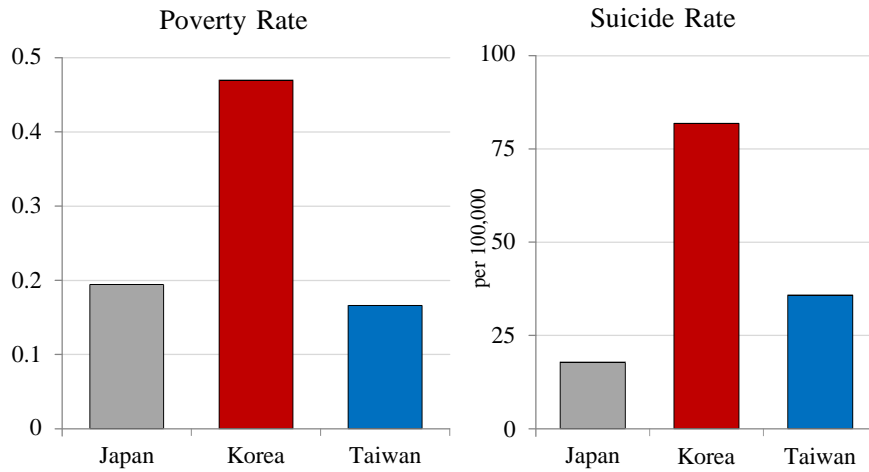
国立社会保障・人口問題研究所 『日本の将来推計人口』 2012.1
 『 : 2010 2060 』 2011.12

行政院經濟建設委員會 『2010 年至2060 年 臺灣人口推計』 2010.9

Pension Programs in Eastern Asia

Country	Pension Programs	Universal Pension
Japan	恩給→公務員共済年金（1923～） 労働者年金→厚生年金保険（1942） 国民年金（1961）	1961
Korea	公務員年金（1960） 軍人年金（1963） 私立學校教職員年金（1975） 國民年金（1988）	1999
Taiwan	軍人保險（1950） 勞工保險（1950） 公教人員保險（1958） 農民健康保險（1985） 國民年金保險（2008）	2008
China	机关事业单位养老保险（1951～） 城镇企业职工基本养老保险（1997） 新型农村社会养老保险（2009） 城镇居民社会养老保险（2011）	2011

Situation of Elderly Aged 65+



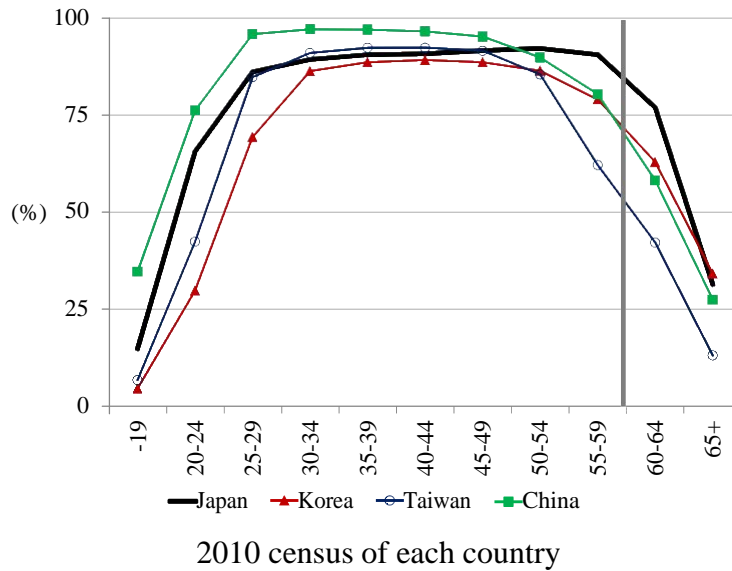
大西裕『先進国・韓国の変遷』中公新書, 2014; 薛承泰「台灣近年來人口高齡化與家庭變遷」第19屆台灣-韓國-日本非政府社會福利組織研討會, 2014.11.25-27, 東京; 【社説】韓国の高齡者自殺率、日米の4~5倍とは, 中央日報 2012-09-11, 台灣老人好苦悶 自殺死亡率高居全國第一 (立法院 2012-04-02)

Living Arrangements of the Elderly Aged 65+ (%)

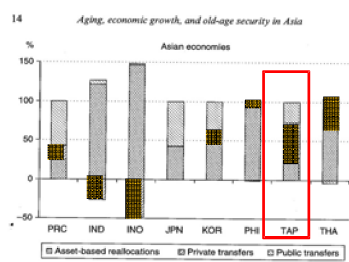
	Japan	Korea	Taiwan	China
Living Alone	16.4	19.7	14.3	12.1
Couple Only	33.7	77.7	19.6	11.4
Living with Child	40.7		52.2	
Other Private Households	3.5		11.3	76.5
Institution	5.7	2.6	2.6	

2010 census of each country

Male Labor Force Participation



Role of Familial Support for Elderly's Life (National Transfer Account)

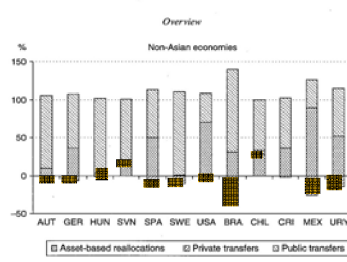


Note: PRC = People's Republic of China (2002), IND = India (2004), INO = Indonesia, JPN = Japan (2004), KOR = Republic of Korea (2000), PHI = Philippines (1999), TAP = Taipei, China (1998), THA = Thailand (2004).

Figure 1.5 Support systems for people aged 65 and older for Asian and non-Asian economies

excess of labor income for those aged 65 and older. Reliance on assets is measured as asset-based reallocations – asset income minus saving – relative to consumption in excess of labor income for those aged 65 and older. The lifecycle deficit – consumption minus labor income – must equal net public transfers plus net private transfers plus asset-based reallocations, that is, the three components of the support systems must add up to 100 percent (Mason and Lee, 2011).

There are interesting regional patterns in the support systems. Familial



Note: Negative values represent net outflows, i.e., the elderly provide more support to their families than they receive. If values in one support system are negative, values in another support system can be greater than 100 percent.

Source: National Transfer Accounts database, www.ntaccounts.org, accessed 1 July 2011.

Figure 1.5 (continued)

the Republic of Korea and Taipei, China, net public transfers are funding about 33 percent of the lifecycle deficits of the elderly. Elderly people in the PRC and Japan rely more on public transfers than do the elderly in the US, but less than the elderly in many European welfare states.

Assets are an important source of support in all Asian countries except

Lee, Sang-Hyop, et al. "Overview: why does population aging matter so much for Asia? Population aging, economic growth, and economic security in Asia," pp. 1-31 in Park Donghyun, et al. (eds.) *Aging, Economic Growth, and Old-Age Security in Asia*, Edward Elgar, 2012.

New Mechanisms of Elder Poverty and
Inequality in South Korea:
Family Change and Stratified Labor-Welfare System

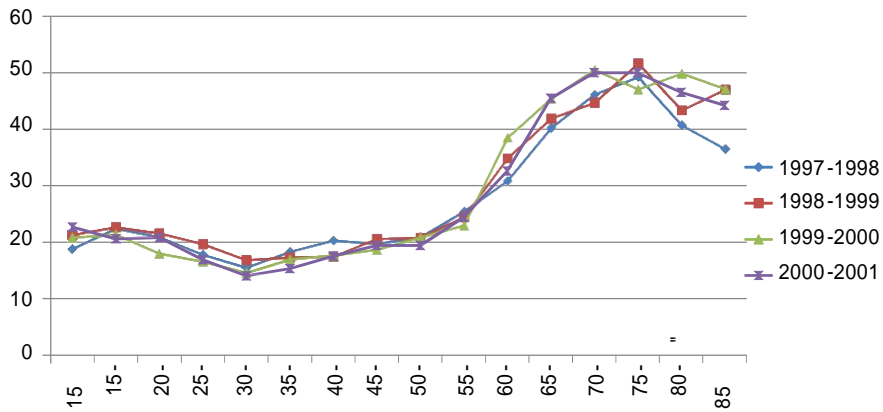
PARK, Keong-Suk
Seoul National University

This study was supported by Korea National Research Foundation (NRF-2013S1A3A2043309) and presented in the session of social stratification and inequality in South Korea, SA Yokohama, July, 2014

Contents

- Situation of Poverty and Inequality in Later Life, South Korea
- New Mechanisms for Poverty and Inequality
- Influences of Family Change
- Influences of Stratified Labor-Welfare Systems
- Discussion

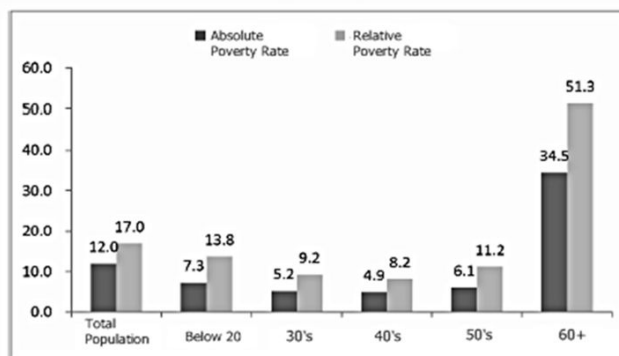
Poverty Rate by Age Group, South Korea



Data: KLIPS, 1998-2001

Ref: poverty rate was measured by the level of minimum livelihood by household size

Poverty Rate by Age group, Korea, 2011



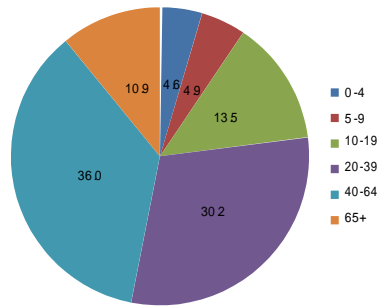
Absolute Poverty: when people do not have enough money to meet the basic threshold that is needed for survival. People fall below this line and do not have enough money to buy food, shelter, clothing etc. that is needed for survival.

Relative Poverty: when people are poor when compared to others around them, but they still have enough money to survive. It is based on the cultural environment around them, not on a basic amount necessary for humans to survive.

Source: Statistics Korea

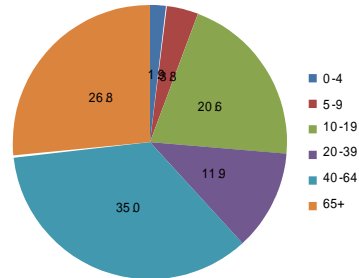
Poverty Risk by Age Group, 2010, South Korea

Population of Korea, 2010



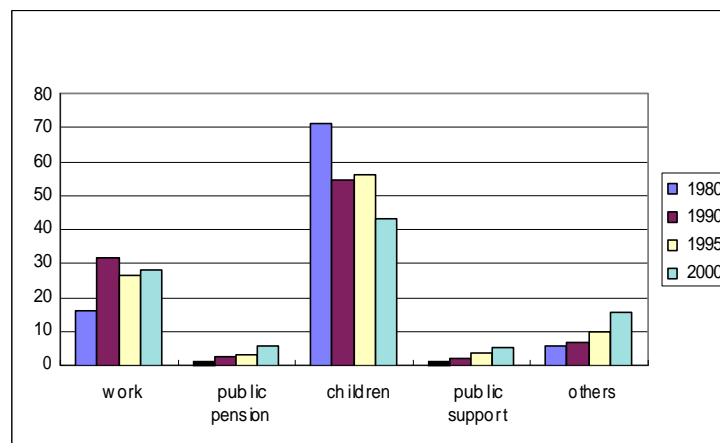
Source: KOSS

Population under Minimum Livelihood, 2010

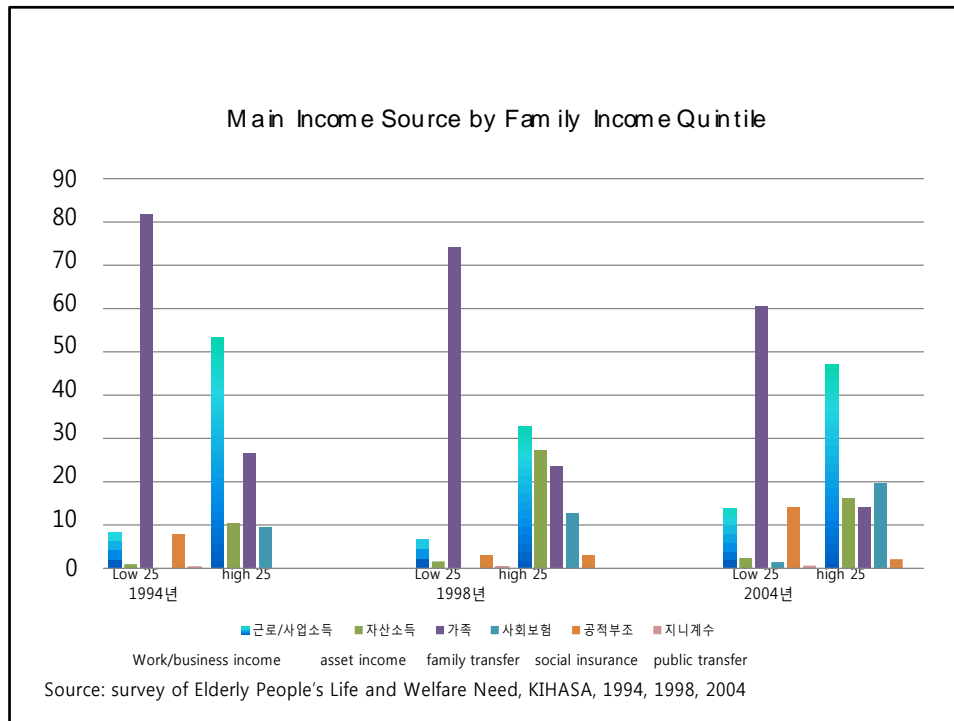


Source: Basic Livelihood Support Statistics, 2010 Q4

Main Income Source of the Aged 65 and Over, Korea



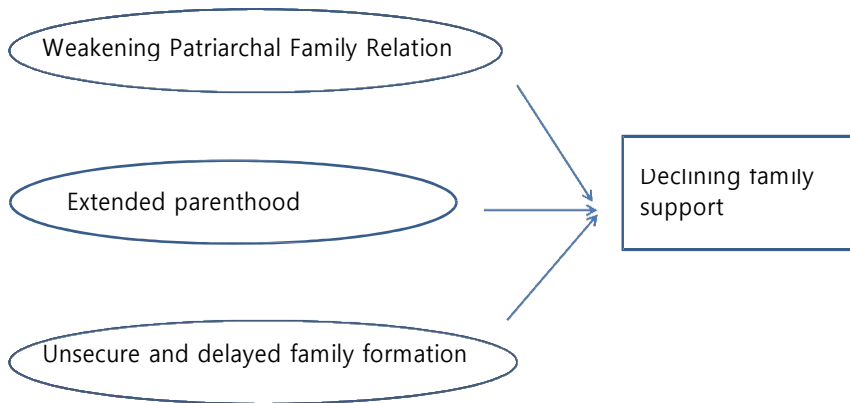
Source: Japan Cabinet Office, 2002, p. 177



New Mechanisms of Poverty and Inequality in Later Life, South Korea

- Changing Causes of Poverty in Later Life
- Strong Relation between Poverty and Inequality
- Family Changes and its Influences on Income Support for the Elderly
- Segmented Labor-Welfare Systems and Cumulated Inequality in Life Course

Family Changes and Declining Family Support



9

Patriarchal construct of modern family in Korea

- Confucian and patriarchal family
- Hojuge, 戶主制 in the colonized Korea
- Modern family law, 1958, mix up of Confucian family ideas, family head system in the colonized period, and nuclear family ideas
- Intergenerational strategy for economic development

Patriarchal prescription on old age support

- Patrilinear coresidence
- Filial piety
- Parents' authority
- Son's preference
- Perseverance of daughter in law

Declining patriarchal prescription on old age support

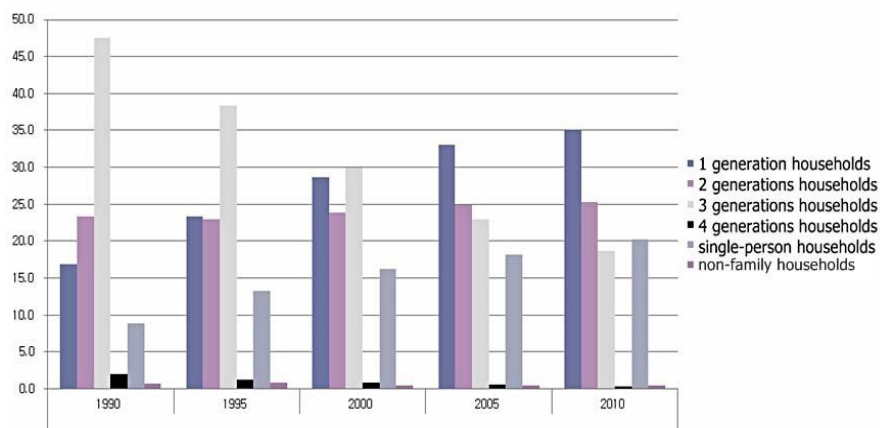
- the elderly parent's status within family significantly declined, and support from children also became regarded to be burdensome to both parents and children
- Change in functions of extended family –from support for parental well being to support for children's family
- Children's complex feelings of guilt over not taking care of the elderly and burden over taking care of the elderly and wishing to be freed from doing so.
- Parents' fearing to be treated as burdensome, seeking independence, or accepting their subjugation.

Family becoming contested terrain between generations and gender

- ▶ The Chosun Daily, May 15, 1980. "In Spite of Children's Filial Piety, Elderly Parent's Alienation Because of the Loss of Their Autonomy to Govern the Family"
- ▶ Jan 13, 1983. "Younger Women Dislike Serving the Elderly"
- ▶ July 31, 1983. "Divulging Children Who Threw Their Parents in an Institution"
- ▶ Aug 11, 1983. "New Goryojang" (old Korean burial custom whereby an old person was left to die in an open tomb)
- ▶ April 19, 1983. "There Are Many Virtues to Revise in Traditional Ideals of the Daughter in law"
- ▶ The Joong Ang Daily March. 17, 1984. "Mother in law and Daughter in law, What is the Problem?"
- ▶ Aug 21, 1984. "The Elderly Also Don't Want to Live with Their Children"
- ▶ May 20, 1984. "Family in Collapse"
- ▶ Nov 19, 1984. "Death of One Elderly Person amidst the Confusion of Nuclearization"
- ▶ July 5, 1985. "The Victim of the Conflict between Mother in law and Daughter in law is the Mother in law"
- ▶ ..
- ▶ Mar 8, 1992. "A Succession of Suicides among the Lonely Elderly"
- ▶ Sept 10, 1994. "Pathology of Matricide"
- ▶ Sept 6, 1995. "Society Abandoning the Elderly"
- ▶ Oct 29, 1995. "Two Old Men Taking Their Own Lives, Depressed about Physical Suffering"
- ▶ Dec 9, 1996. "Rapid Increase in Elderly People Living Alone"
- ▶ Feb 4, 1997. "Elderly People 53% Living Apart from Their Children"
- ▶ May 7, 2002. "Suffering from Children's Harsh Words"
- ▶ April 16, 2004. "You Don't Know What I Feel"

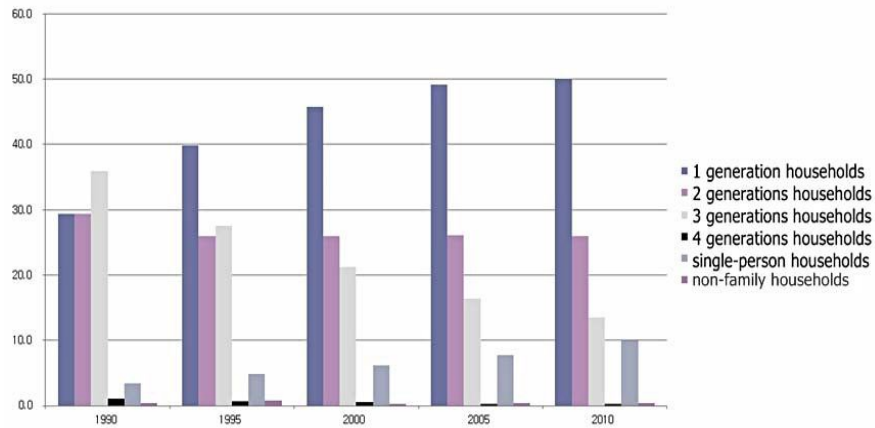
13

Types of Households with Population of 65+, Korea, 1990-2010



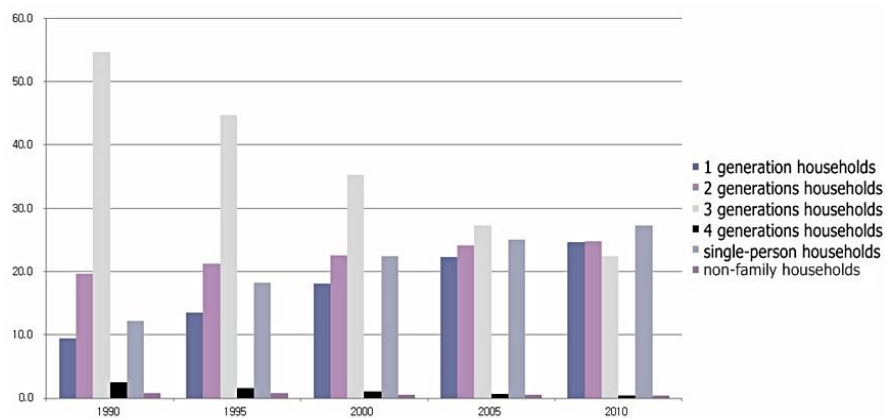
Source: Population and Housing Census

Households with Population of 65+ (male), Korea, 1990-2010



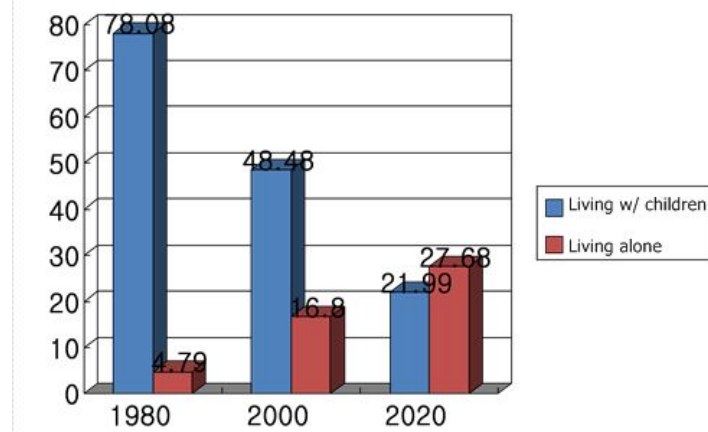
Source: Population and Housing Census

Households with Population of 65+ (female), Korea, 1990-2010



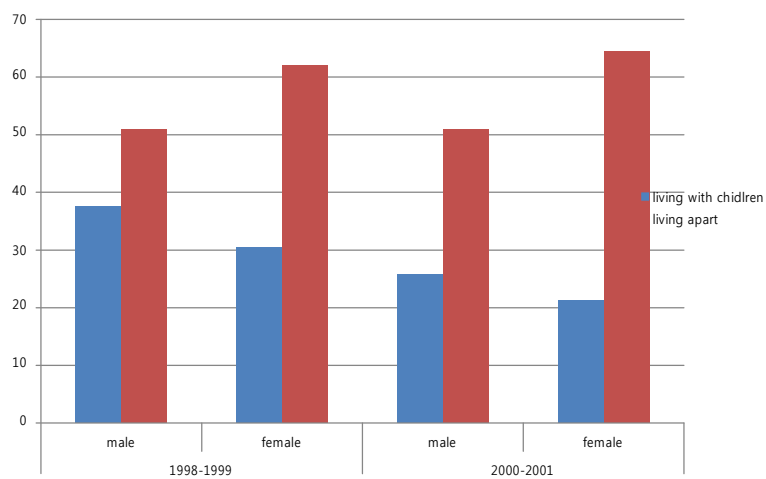
Source: Population and Housing Census

Living Arrangements for People 65+, Korea, 1980-2020



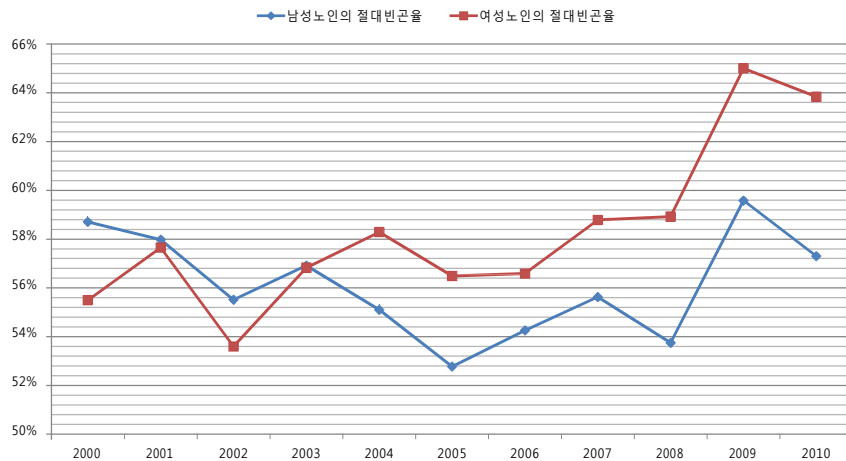
Source: Population and Housing Census

Poverty Rate by Coresidence with Children



source: KIIPS , 1998-2001

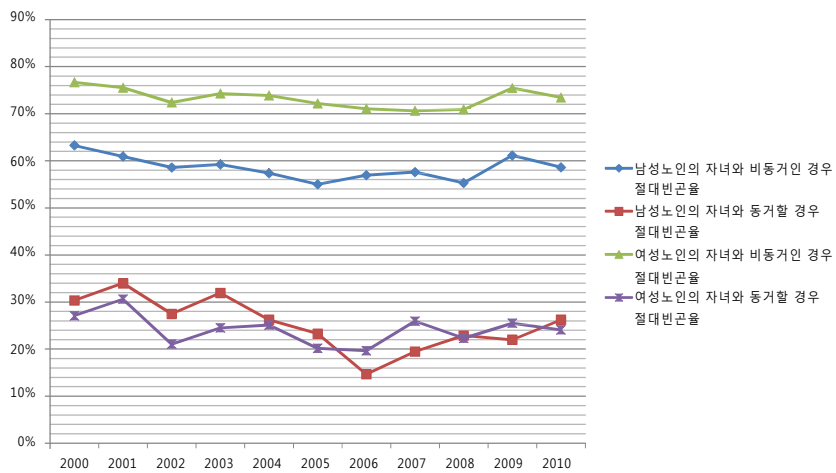
Poverty Rate of the Aged 65 and over, South Korea



자료: 한국노동패널 3~13차 자료

주: 소득은 시장소득을 기준으로 하며, 각년도 가구원수 별 최저생계비를 절대빈곤의 기준으로 함

Poverty rate by living arrangement among the elderly aged 65 and over



자료: 한국노동패널 3~13차 자료

주: 소득은 시장소득을 기준으로 하며, 각년도 가구원수 별 최저생계비를 절대빈곤의 기준으로 함

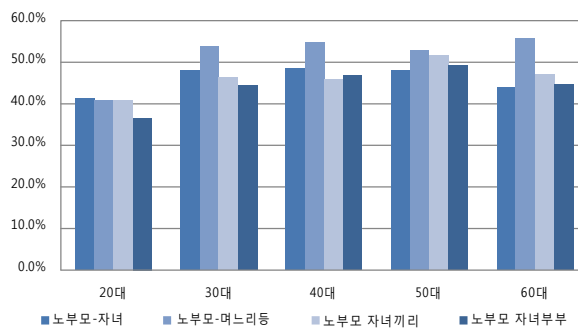
Poverty rate by living arrangement among the elderly aged 65 and over

Year	Male			Female		
	Living with spouse or alone	Living with children	total	Living with spouse or alone	Living with children	total
2000	63.26%	30.30%	58.70%	76.66%	27.06%	55.49%
2001	60.93%	33.96%	57.97%	75.51%	30.58%	57.65%
2002	58.58%	27.45%	55.51%	72.37%	21.03%	53.59%
2003	59.22%	31.91%	56.91%	74.28%	24.50%	56.82%
2004	57.36%	26.19%	55.09%	73.86%	25.09%	58.29%
2005	54.99%	23.26%	52.77%	72.16%	20.14%	56.49%
2006	56.93%	14.63%	54.25%	71.05%	19.64%	56.58%
2007	57.60%	19.44%	55.62%	70.60%	25.91%	58.78%
2008	55.29%	22.86%	53.74%	70.90%	22.26%	58.92%
2009	61.12%	21.95%	59.58%	75.45%	25.48%	65.00%
2010	58.62%	26.19%	57.30%	73.44%	24.05%	63.84%

자료: 한국노동패널 5~13차 자료

주: 소득은 시장소득을 기준으로 하며, 각 년도 가구원수 별 최저생계비를 절대 빈곤의 기준으로 함

Experiencing some conflicts about elderly parents' support



between parent & children, between parent & children in law, among children, between parents

Source: Survey on Generational Conflict and Communication, 2012 (Park et als. 2013)

Generational Relationship in Later Life, 1998

Coefficients (Conditional Probability) for Three Classes of Intergenerational Relationship among the Elderly (65 and over), 1998

		Latent Classes		
		Traditional	Reciprocal	Weak
		I	II	III
Geographic proximity	Living together	.68	.48	.08
	Separately	.33	.52	.92
Instrumental /economic support	Reciprocal	.00	.71	.01
	One-sided	.95	.29	.24
	No exchange	.05	.00	.75
Emotional support	Reciprocal	.23	.25	.14
	One-sided	.42	.37	.27
	No exchange	.35	.38	.59
Norm of Family	Normative	.44	.30	.25
	circumstantial	.56	.70	.75
Probability of Latent		.5	.20	.31

Park, 2003

23

Generational exchange of economic support

Respondent partner	20s		30s		40s		50s		60s	
	Give	receive	give	receive	give	receive	give	receive	give	receive
Parents	27.2%	67.9%	31.2%	27.9%	20.8%	17.5%	14.1%	10.8%	7.2%	1.2%
Children	2.4%	0.4%	37.5%	1.8%	62.5%	2.4%	64.0%	21.8%	50.3%	54.5%
Parents in law	0.6%	0.4%	6.9%	8.4%	8.3%	5.8%	4.1%	0.4%	0.6%	0.0%
No support	69.8%	31.3%	24.4%	62.0%	8.4%	74.3%	17.7%	67.1%	41.8%	44.3%

Source: Survey on Generational Conflict and Communication, 2012 (Park et al. 2013)

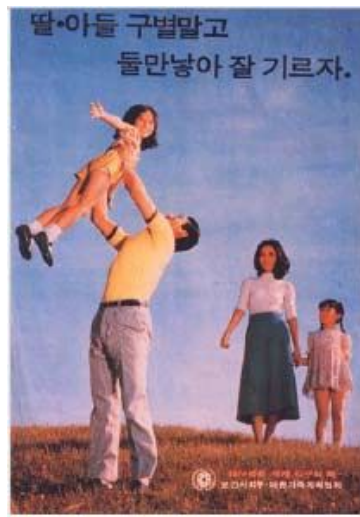
Extended parenthood

- People's anxiety for nation construction and happy family
- Learning and embodying development-centered Perspectives
- Diffusion of the Idea of Nuclear Family
- Women's Identity as Housewife and Education Mother
- Parents' Anxiety for Children's Education
- Delayed Reliance of the Youth on Parents' Resources



Poster in the 1960s: “Let’s have an adequate number of children and raise them well”

by P.P.F.K. (The Planned Parenthood Federation of Korea) and KIHASA (Korea Institute of Health and Social Affairs)

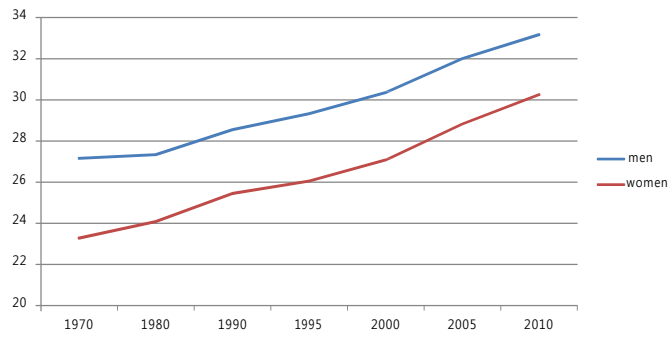


Advertisements in the 1970s: “Let’s not differentiate between boy and girl. Let’s have two children only and raise them well.”



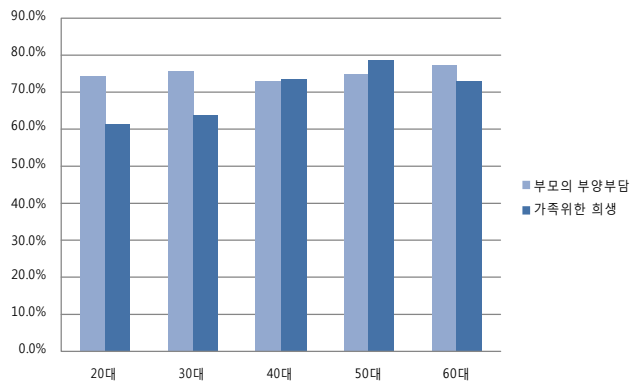
Posters in the 1980s: “Let’s not differentiate between boy and girl. Let’s have two children and live prosperously.”
by P.P.F.K. (The Planned Parenthood Federation of Korea)

Singulate Me a Age at Marriage



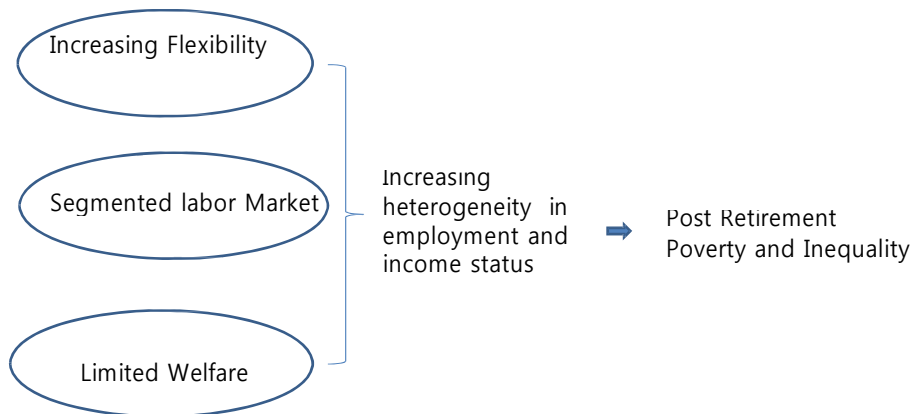
Source: Census of Population, KOSIS

Burdened feeling about parenthood, Willingness to sacrifice for family



Source: Survey on Generational Conflict and Communication, 2012 (Park et als. 2013)

Mechanism of Stratified Labor –Welfare in Increasing Poverty Risk and Inequality



Increasing flexibility since 1990s

- Legalization of layoff and detached work in 1997
- Remarkable change in employment status among employees, irregular workers 50 percent of the total employees in 2000
- Increasing gap between large and small company in productivity and employment status

Labour market and tenure system

- Very frequent job changes and short term of tenure in Korea
- partly due to relatively short history of industrialization
- partly due to segmentation of labor market, labor in periphery sectors less likely to develop tenure
- segmentations by education and gender are strong
- segmentations by sectors such as company, and employment status become stronger

Density of Labor Exit

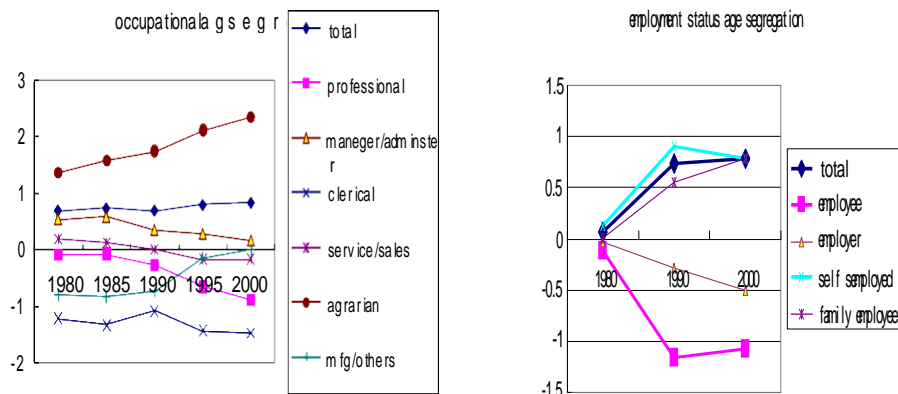
Density and Rate of Labor Exit among Workers aged 55 and over

		RRR (Cox model)	RRR (Logit model)
occupation	Professional/administrative	<i>0.68</i>	0.68
	Clerical	0.89	1.68
	Sales/service	1.24	1.33
	Agrarian <i>(ref: manufacturing/other laborers)</i>	<i>0.29</i>	<i>0.26</i>
Employment status	Temporary	1.19	<i>1.89</i>
	Self employed	<i>0.54</i>	0.36
	Family employee <i>(ref: regular employee)</i>	<i>0.45</i>	0.53
Size of company	Less than five workers <i>(ref: five and more workers)</i>	<i>0.52</i>	<i>0.54</i>
Entitlement of national pension	Entitled <i>(ref: no entitlement)</i>	1.07	<i>2.79</i>

Note: estimates in italics are statistically significant at the significant level below 0.05

Source: Park, 2003

Age segregation in occupation and employment status



Source: Park, 2003

Hybrid of Early Exit and Delayed Exit

- early exit without compensation, delayed exit of the poor,
- Early retirement –regular employee workers in primary labor market, the main reason for retirement is employment restructuring, honorable retirement, lay offs
- Delayed exit –the proportion of the elderly working as agrarian, self employed and marginal employees has increased since the 1980s. The main reason for work derives from economic need for subsistence

Stratification in Employment Status and Income

- unbeneficial economic class over the life course
- Continuity of women's unbeneficial status in labor status
- Various types of unstable workers, their deliberate exclusions in the labor market, work place, and public recordings
- Trapped in disadvantaged work condition
- Disadvantages during the working life culminating with the risk of chronic poverty in later life

Inequality triggered by welfare policy

- Extension of welfare policy since the late 1990s- extension of National Pension, introduction of long term care insurance since 2008, but limited extension of welfare right
- deliberate exclusions which renders disadvantaged workers invisible in the social security systems
- despite the legislative extension of the coverage, many unstable workers voluntarily deny the access, partly due to the unwillingness to deposit some part of their earnings for their post retirement because of an imminent need to meet their daily expenses

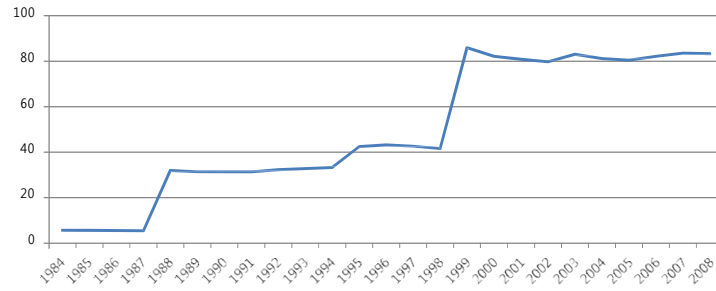
- Frequent job changes and the lack of concrete employment contracts make irregular workers invisible in public labor recordings used to determine the entitlement of the social security benefits.

Coverage Rate of Public Pension

Table 1-7 The Development of the National Pension System and the Coverage Rate in South Korea

Year		Coverage rate for the total workers, %			total
		Government/ military insurance	Private school teacher insurance	National insurance	
1960	Government insurance	-	-	-	-
1963	Military insurance	-	-	-	-
1973	Private school teacher insurance	-	-	-	-
1988	National Pension (companies with 10 or more workers)	4.6	0.8	26.3	31.7
1992	National Pension (companies with 5 or more workers)	4.8	0.9	26.4	32.1
1995	National insurance (rural/fishery workers)	4.7	0.9	35.5	41.1
1999	National Pension (companies with less than 5 workers, self employed in urban sectors)	4.5	1.0	53.0	58.5
2000		4.3	1.0	55.9	61.2

Coverage rate of Public Pension



Source: National Pension Statistics, 2011, MOW

The intersecting association between employment and social benefits
 Characteristics of Employed Workers, 50-54, 1999

		Workers entitled to NP	Workers not entitled to NP	Total
Gender	Male	79.7	45.1	62.2
	Female	20.3	54.9	37.9
	Total (N)	100.0 (592)	100.0 (610)	100.0 (1,202)
Education	Primary	12.2	25.9	19.1
	Middle	16.7	29.0	23.0
	High	40.5	36.1	38.3
	College +	30.6	9.0	19.6
	Total (N)	100.0 (592)	100.0 (610)	100.0 (1,202)
Occupation	Adm/manager/prof	28.0	10.8	19.3
	Clerical	13.7	5.7	9.6
	Sales	7.4	22.0	14.8
	Product	41.1	35.8	38.4
	Menial	9.8	25.7	17.8
	Total (N)	100.0 (584)	100.0 (600)	100.0 (1,184)
	Total (N)	100.0 (591)	100.0 (608)	100.0 (1,199)
Labor status	Full time	93.2	42.4	67.5
	Part time	6.8	57.6	32.5
	Total (N)	100.0 (591)	100.0 (608)	100.0 (1,199)
Size of company	Less than 5	1.6	39.1	20.4
	5-9	5.3	17.2	11.2
	10-29	14.3	21.2	17.8
	30-49	9.3	5.3	7.3
	50-69	9.3	2.7	6.0
	70-99	6.9	1.1	4.0
	100>=	53.4	13.4	33.4
Total (N)	100.0 (551)	100.0 (552)	100.0 (1,103)	
Duration of employment	Mean (years, N)	10.7 (589)	4.8 (604)	7.7 (1,193)
Monthly earnings (N)	Mean (10,000 won, N)	146.4 (592)	84.9 (610)	115.2 (1,202)

Source: Park, 2003

The intersecting association between employment and social benefits

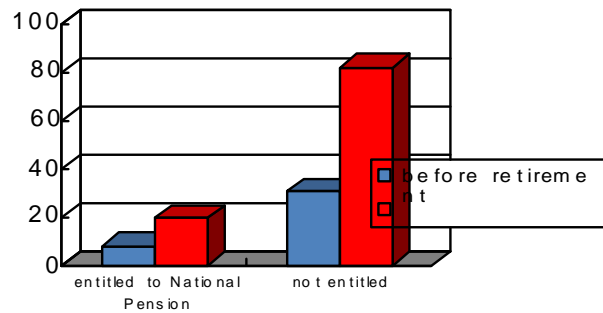
Family Income and Asset Level of Employed Workers, 1999

	Workers entitled to NP	Workers not entitled to NP
Net Family income in the last employment year, 10,000 won (N)	2,735.6 (570)	1,608.6 (583)
Labor income, monthly (N)	212.3 (590)	133.0 (609)
Monetary income, per year (N)	91.8 (589)	2.5 (608)
Real estate income, per year (N)	93.2 (590)	3.3 (609)
Public and private transfer income, per year (N)	11.1 (590)	2.7 (609)
Other per year (N)	152.1 (590)	9.8 (608)
Debt, monthly (N)	14.8 (586)	1.2 (600)
% of family income under minimum livelihood by family members of the 1998	8.2 (570)	3.0 (583)
Net Asset value in the last year, 10,000 won (N)	2245.9 (481)	283.3 (548)
Financial asset (N)	2067.8 (584)	1,044.5 (606)
Real estate (N)	1344.6 (490)	429.5 (556)
Debt (N)	1126.5 (586)	1099.4 (606)

Source: Park, 2003

The intersecting association between employment and social benefits

poverty rate of employee workers aged 40 to 54



Source: Park, 2003

Discussion

Mechanisms of Poverty and Inequality of the Korean Elderly – Family, Labor, Welfare

- Family – the most prevalent source of welfare, but controversy about its potential and sustainability. Key argument is that the role and sustainability of family as primary welfare source was hampered
- The emphasis on family support often elapses into the rhetoric of a cultural placebo to what structural rearrangements are substantially in need
- Increasing labor flexibility generally impairs employment status and make unstable retirement
- Increasing importance of economic participation at advanced ages but the simultaneous restructuring of old workers into secondary and marginalized jobs.

Discussion

Mechanisms of Poverty and Inequality of the Korean Elderly – Family, Labor, Welfare

- the strong linkage between labor stratification and selective social security.
- Gender, educational achievement, and employment status are intimately related to each other and delimit the access to social security benefits, differentiating income levels in old age.
- Unstable workers not only suffer from low income levels and employment instability, but also limited access to the social security benefit.
- The result of the cumulated disadvantages in the labor market/work place and in the social security system reveals the formation of new class, who are subjected to unbeneficial economic conditions over the life course and a chronic poverty risk in post retirement.

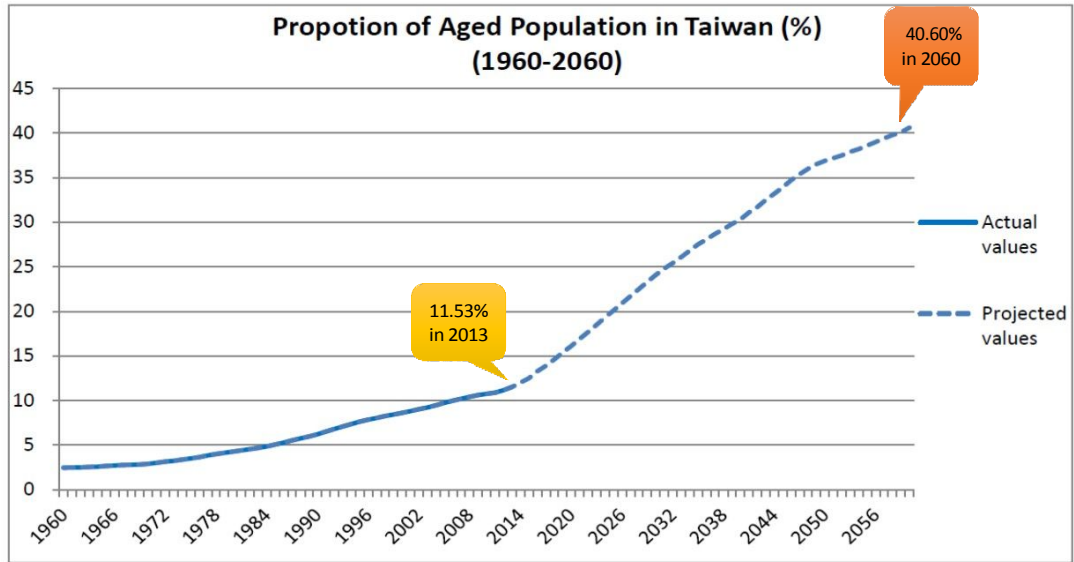
Familial support and living arrangement of the elderly people in Taiwan

Ruoh-rong Yu

Center for Survey Research

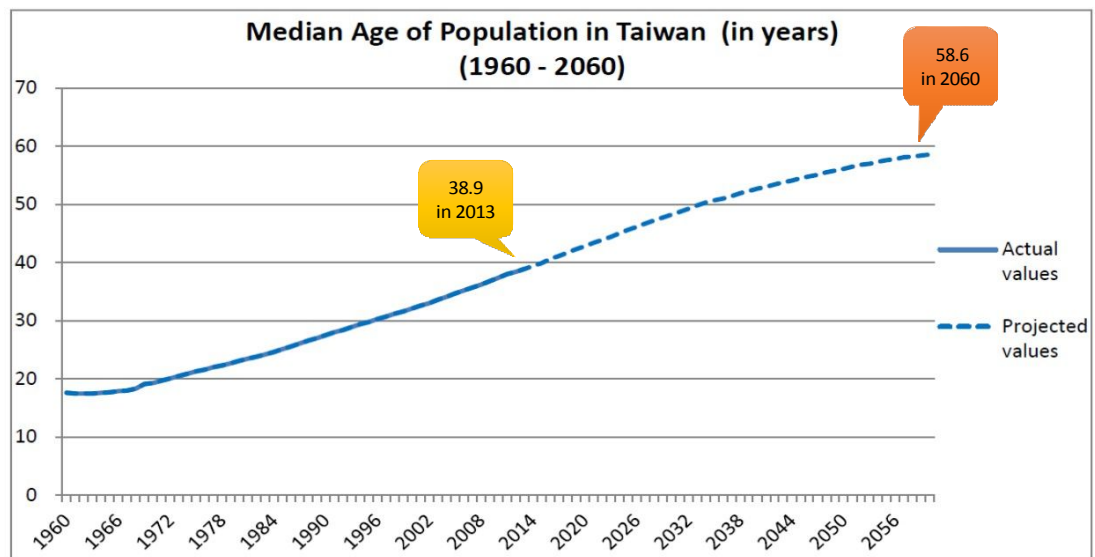
Research Center for Humanities and Social Sciences, Academia Sinica

Population Aging in Taiwan: Past and Future



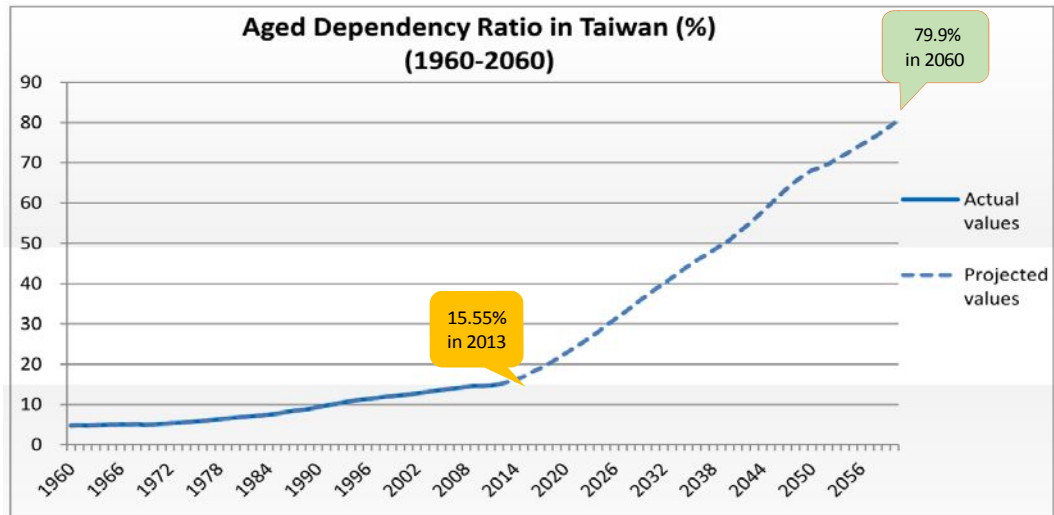
Source: National Development Council, Taiwan

Note: The dotted lines indicate the projected values.



Source: National Development Council, Taiwan

Note: The dotted lines indicate the projected values.

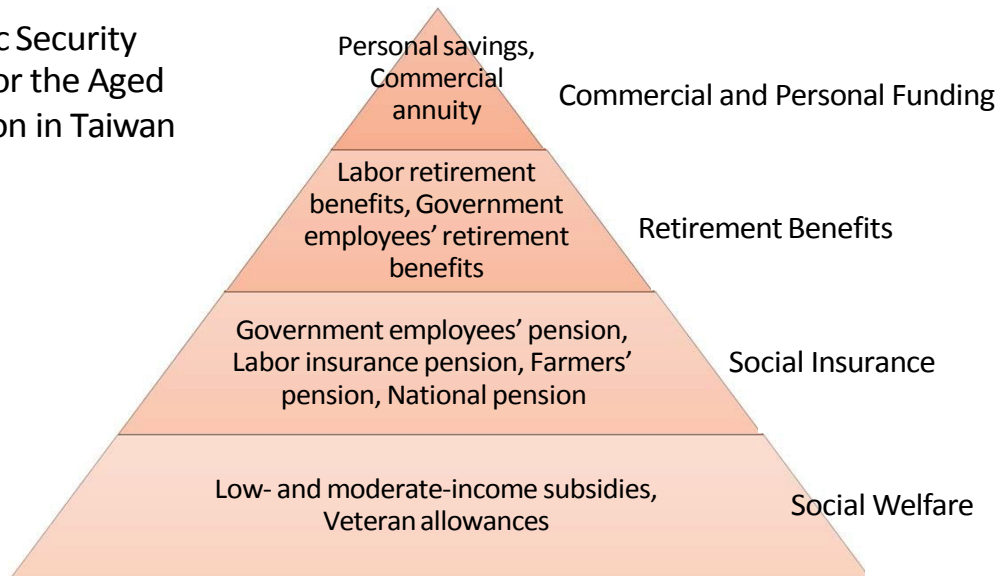


Source: National Development Council, Taiwan

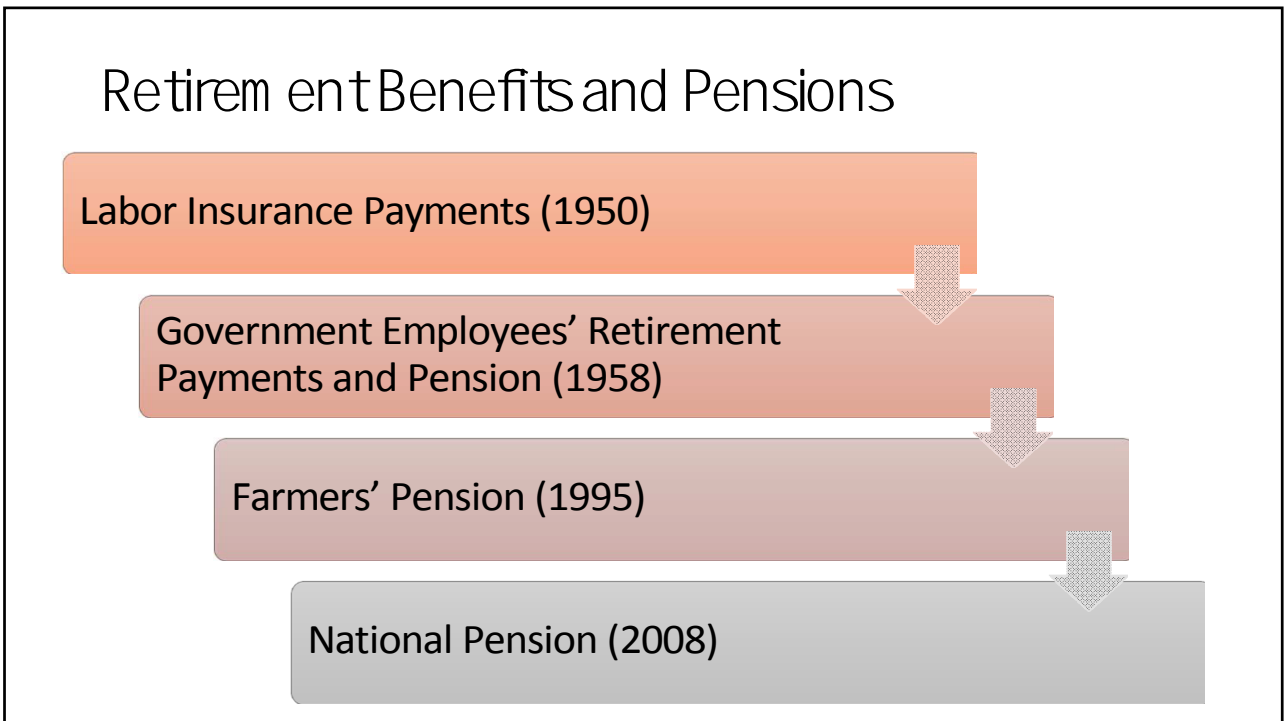
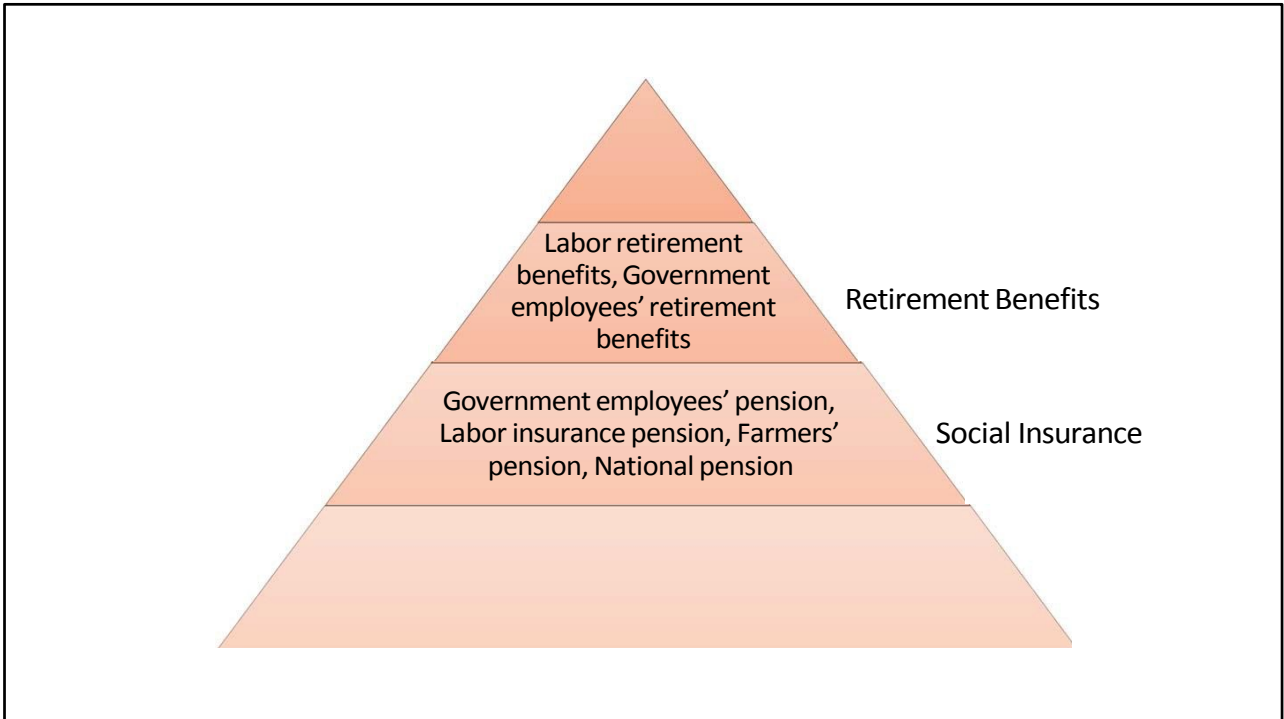
Note: The dotted lines indicate the projected values. The definition of aged dependency ratio is $[(\text{number of people aged 65 or above}) / (\text{number of people aged 15-64})] \times 100\%$.

Economic Security System for Aged Population in Taiwan

Economic Security System for the Aged Population in Taiwan



Economic Security System for
Aged Population in Taiwan:
Retirement Benefits and Pensions



Labor Insurance Pension (勞保年金)

- Retired employees of private sector
- Monthly pension
- Eligible at age 60 and with 15 years of labor insurance (age requirement shall be raised to 65 by 2027)
- The amount of pension depends on the average insured monthly income (the upper limit is now 43,900 NTD) and the years of labor insurance.
- In addition to pension, retired employees are eligible for retirement benefits, which can be in lump-sum or monthly basis.



Center for Survey Research, Research Center for Humanities and Social Sciences, Academia Sinica, Taiwan

Government Employees' Retirement Benefits

- Retired civil servants, public school teachers, and soldiers
- Lump-sum payment and/or monthly pension
- Eligible at age 60 and with 5 years of service, or after 25 years of service (requirement for monthly pension is more stringent)
- The pension income replacement ratio can be as high as 100% (the upper limit shall be reduced to 80% by 2022).



Center for Survey Research, Research Center for Humanities and Social Sciences, Academia Sinica, Taiwan

Farmers' Pension (老農津貼)

- Farmers and Fishermen who reach certain age
- Monthly pension
- Eligible at age 65 and with at least 0.5 year of farmers' insurance
- The amount of pension has increased from 3,000 NTD in 1995 to 7,000 NTD in 2011.



Center for Survey Research, Research Center for Humanities and Social Sciences, Academia Sinica, Taiwan

National Pension (國民年金)

- Those who are not eligible for labor insurance, farmers' insurance, and government employees' insurance. The insured persons are mainly students, housewives, and unemployed.
- Monthly payments
- Eligible at age 65
- The basic monthly pension is 3,500 NTD. The extra insurance payments depend on the years of insurance and the insurance premium.



Center for Survey Research, Research Center for Humanities and Social Sciences, Academia Sinica, Taiwan

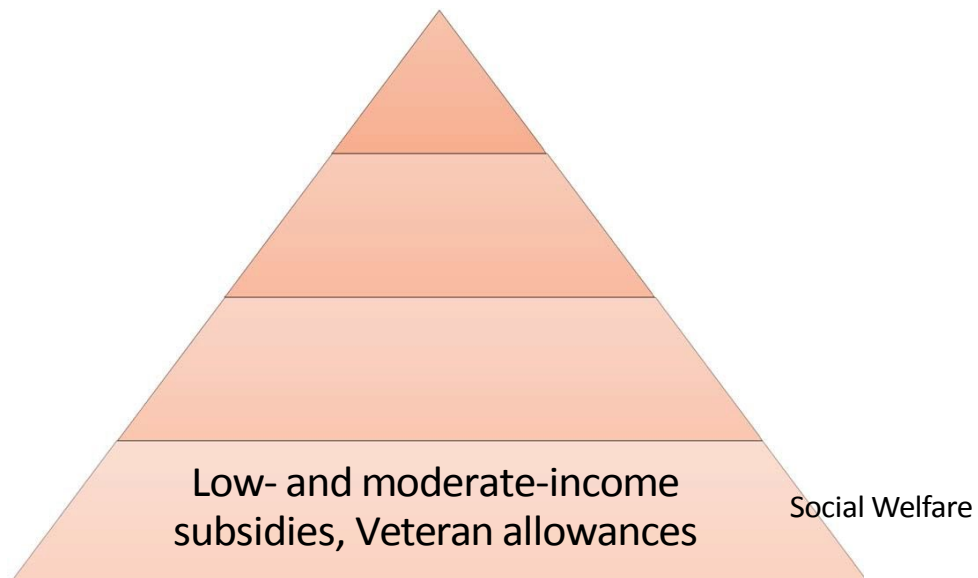
Retirement Payments and Pensions: Potential Crises

- No comprehensive pension program for the aged
- Huge discrepancies among different types of pension
 - For example, the income replacement ratio for government employees' pension is about 90%, yet that of the labor pension is often less than 20%
- Many jobless persons cannot afford pension premium of the National Pension
- Insurance premium are relatively low as compared to the amount of retirement payments or pensions
- Rates of return for pension fund are low in recent years
- Declining fertility rate and increasing life expectancy have deteriorated the financial situation of pensions



Center for Survey Research, Research Center for Humanities and Social Sciences, Academia Sinica, Taiwan

Economic Security System for Aged Population in Taiwan: Social Welfare



Social Welfare Services for the Aged

- Local governments
 - Elder allowances
 - Low- and moderate-income living allowances for the aged
 - Low- and moderate-income nursing allowances for the aged
 - Subsidies for the disabled aged
 - Day-care and/or home nursing services for the disabled aged
 - Traffic, rehabilitation, and meal services for the disabled aged
- Social welfare programs provided by central government
 - Veteran allowances



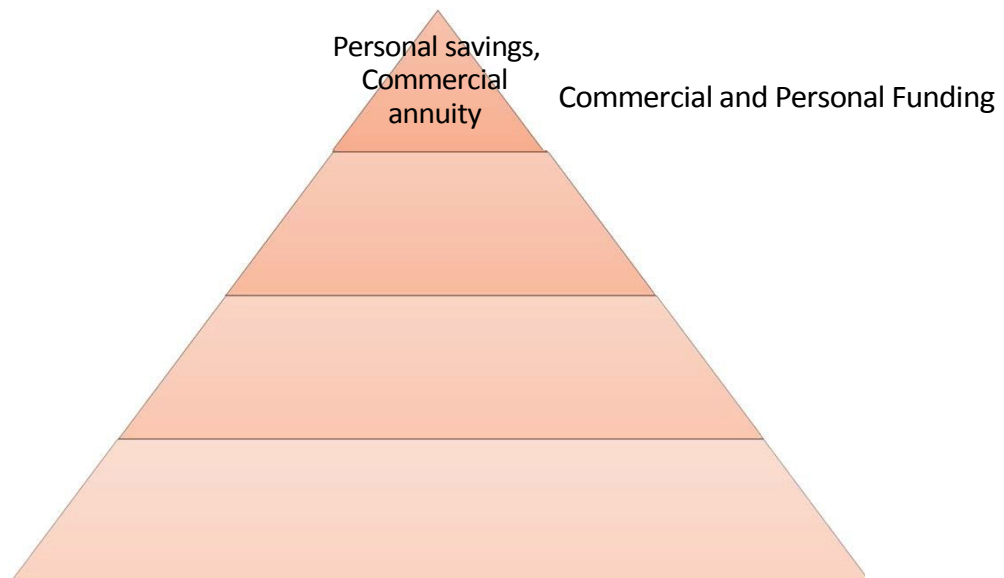
Social Welfare Programs: Potential Crises

- Within the total government expenditure in 2012,
 - The social welfare expenditure is about 23%
 - The pension and compensation expenditure is about 7%
- Not to mention similar problems to the social security programs



Center for Survey Research, Research Center for Humanities and Social Sciences, Academia Sinica, Taiwan

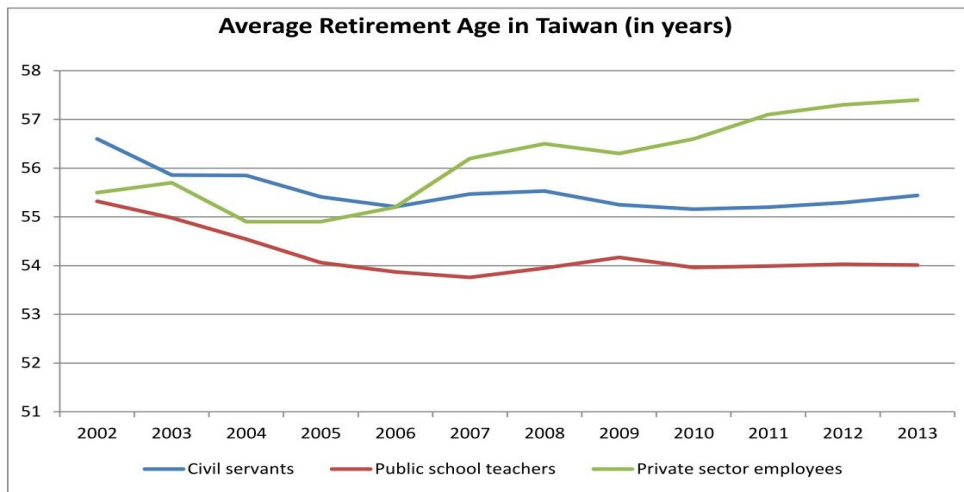
Economic Security System for Aged Population in Taiwan: Commercial and Personal Funding



Labor Force Participation of the Aged

- Early retirement
 - The average retirement age of government civil servants has reduced from 60.8 in 1997 to 55.4 in 2013. During the same period, the average retirement age of school teachers has declined from 58.0 to 54.0.
 - The average retirement age of private sector employees in 2013 is 57.4.
- Low labor force participation rate of elder population
 - In 2013, the labor force participation rate of population aged 55-59 has declined to 53.2%, and that of those who aged 60-64 is 33.4%.





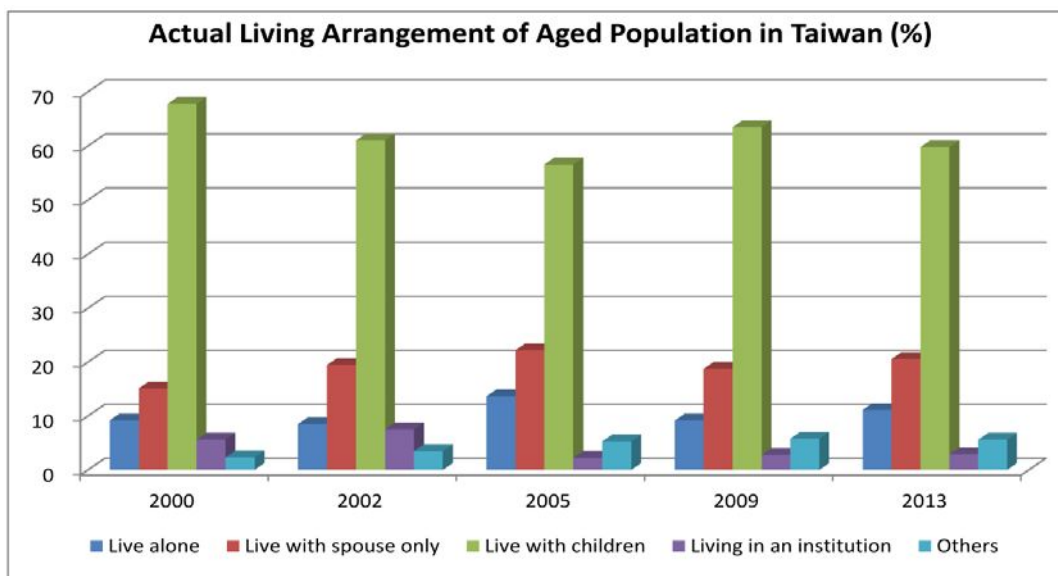
Source: The numbers of “civil servants” and “public school teachers” are from the Public Service Pension Fund, Taiwan. The numbers of “private sector employees” are from the Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics, Taiwan.

Wages, Savings and Commercial Annuity in Taiwan

- The average monthly real wage income in 2014 is about 46,786 NTD, which is almost the same as that of year 1997 (46,646 NTD).
- The savings rate of households in Taiwan has reduced from 30.7% to 20.6% during the past twenty years.
- After the financial crisis in 2009, the rate of return for financial investment has become more uncertain.
- People who bought commercial annuity and life insurance are relatively few.
- However, there is a comprehensive National Health Insurance program in Taiwan.

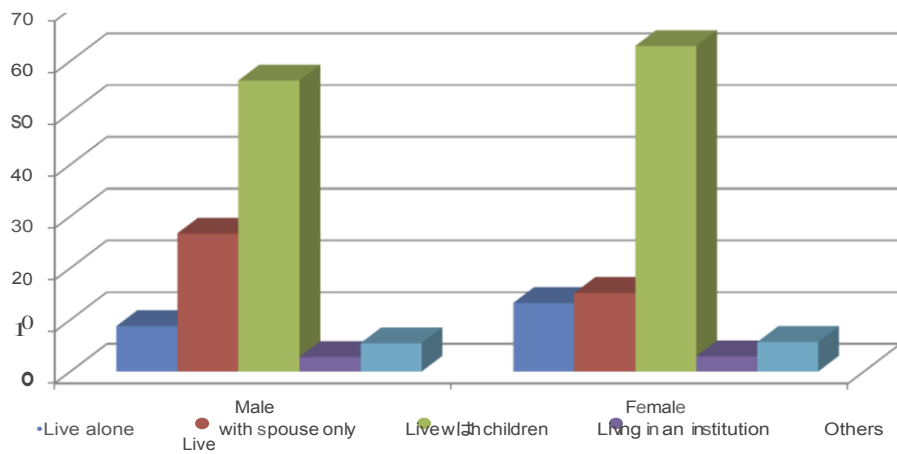


Living Arrangement of Aged in Taiwan: Actual and Preferred



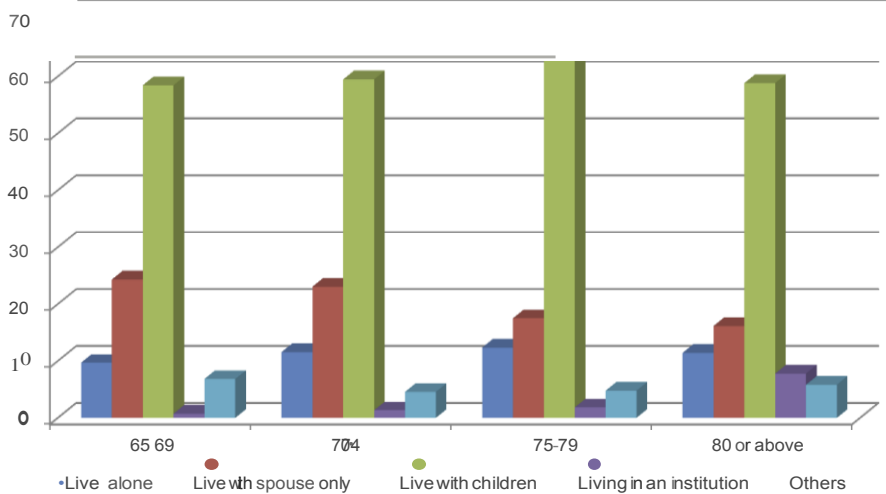
Source: Report of the Senior Citizen Condition Survey, Ministry of the Interior, Taiwan

Actual living Arrangement of Aged Population in 2013: By Gender (%)



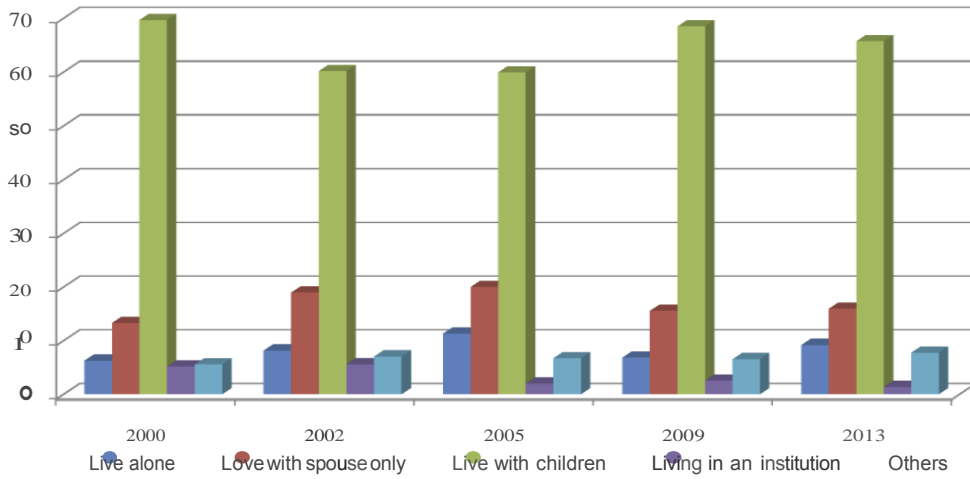
Source: Report of the Senior Citizen Condition Survey, Ministry of Health and Welfare, Taiwan

Actual Living Arrangement of Aged Population in 2013: By Age (%)



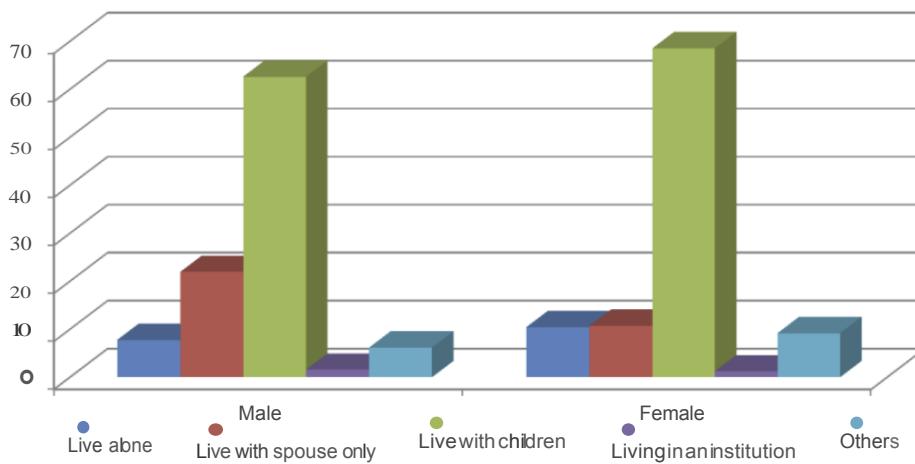
Source: Report of the Senior Citizen Condition Survey, Ministry of Health and Welfare, Taiwan

Preferred Living Arrangement of Aged Population in Taiwan (%)

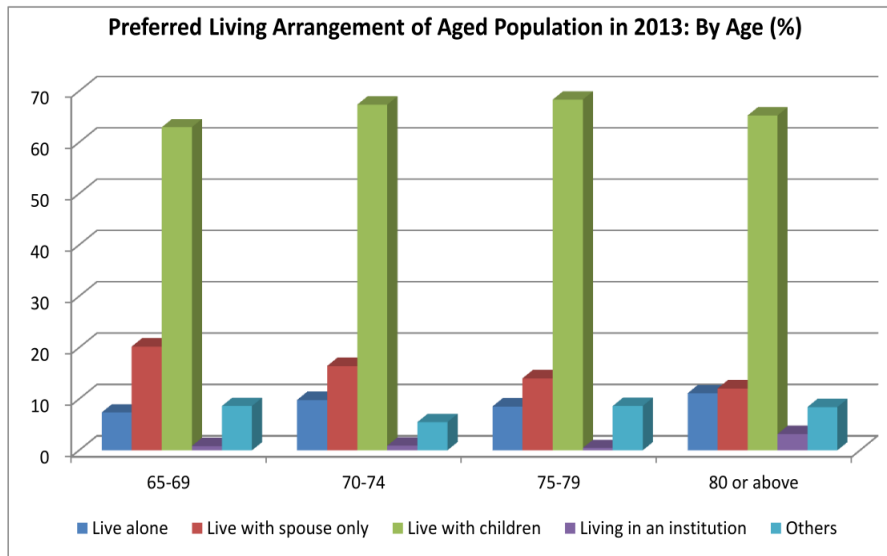


Source: Report of the Senior Citizen Condition Survey, Ministry of the Interior, Taiwan

Preferred Living Arrangement of Aged Population in 2013: By Gender (%)



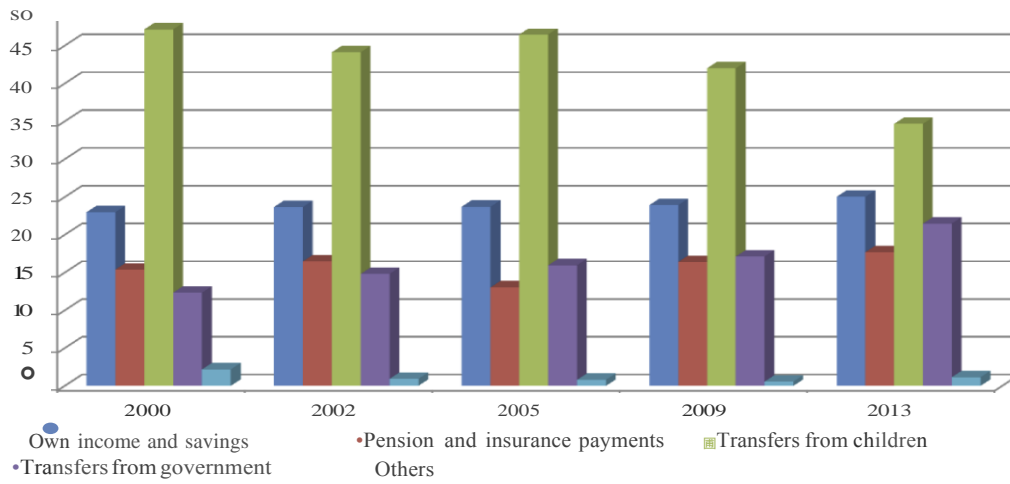
Source: Report of the Senior Citizen Condition Survey, Ministry of Health and Welfare, Taiwan



Source: Report of the Senior Citizen Condition Survey, Ministry of Health and Welfare, Taiwan

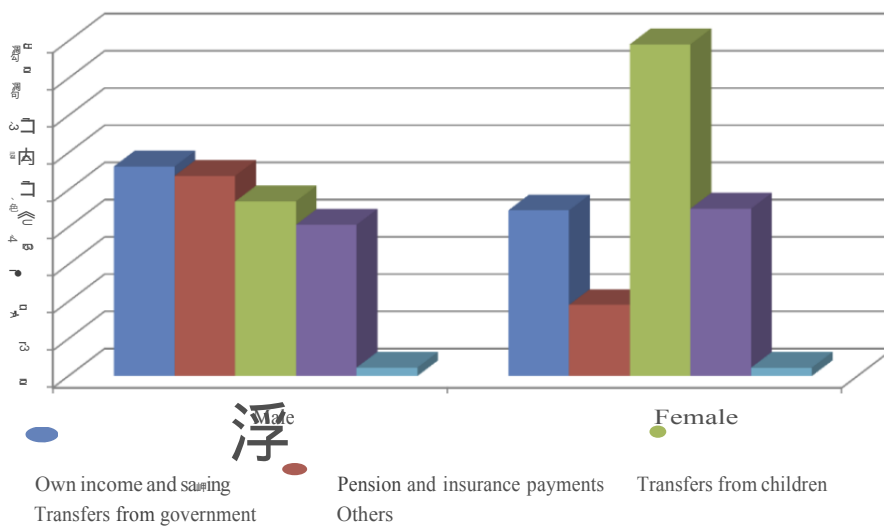
Sources of Living Expenses of Aged in Taiwan

Main Source of Living Expenses of Aged Population in Taiwan (%)

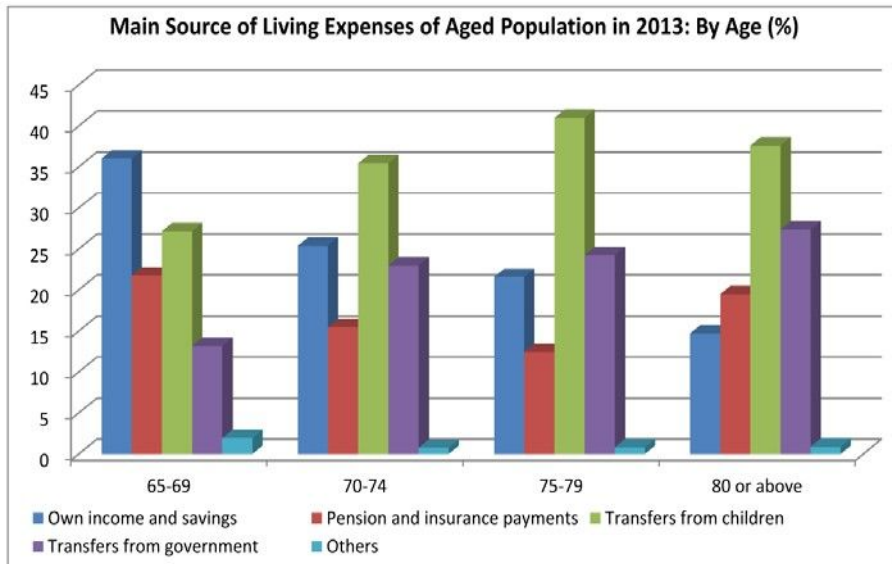


Source: Report of the Senior Citizen Condition Survey, Ministry of the Interior, Taiwan

Main Source of Living Expenses of Aged Population in 2013: By Gender (%)



Source: Report of the Senior Citizen Condition Survey, Ministry of Health and Welfare, Taiwan



Source: Report of the Senior Citizen Condition Survey, Ministry of Health and Welfare, Taiwan

Summary

Summary (1/4)

- Population aging has become a critical social and economic issue in Taiwan.
- The existing retirement benefit and pension programs in Taiwan face serious problems:
 - Declining working-age population
 - Prolonged life expectancy
 - Insurance premiums relatively low as compared to insurance payments
 - Rates of return of pension funds not ideal
 - Frequent elections made it difficult to cut the benefits and pension, or to raise the eligible requirements or insurance premiums

People may not believe the programs will sustain in the future.



Center for Survey Research, Research Center for Humanities and Social Sciences, Academia Sinica, Taiwan

Summary (2/4)

- The deteriorating labor market conditions make the adults hard to accumulate enough financial assets for retirement.
- Urbanization and declining fertility have weakened the potential support from family members.
- The National Health Insurance, though comprehensive, should be reformed soon to avoid deficits.

It is challenging to sustain the living expenses and provide adequate supports for the aged in Taiwan.



Center for Survey Research, Research Center for Humanities and Social Sciences, Academia Sinica, Taiwan

Summary (3/4)

- Actual living arrangement of the aged
 - In recent years, more than half of the aged population co-resided with their children, only few (less than 5%) resided in institutions.
 - However, the elders aged 80 or above are more likely to reside in institutions, as compared to the younger elder groups.
- Ideal living arrangement of the aged
 - The most preferred living arrangement for the elders is co-residing with children.
 - The proportion of the elders who preferred institutions has even declined over time.



Center for Survey Research, Research Center for Humanities and Social Sciences, Academia Sinica, Taiwan

Summary (4/4)

- In the past ten year, most elders relied on financial transfers from children as the main source of living expenses. However, the proportion has declined over time.
- As the elders became older, they relied more and more on subsidies from the government, while own income, savings and assets became less and less important.

As fertility declines, the government has to build a stronger and comfortable social security network for the aged population.



Center for Survey Research, Research Center for Humanities and Social Sciences, Academia Sinica, Taiwan

Thank you for your listening!

yurr@gate.sinica.edu.tw

International Seminar on “Comparative Study on Population Aging in Eastern Asian Low Fertility Countries”

Population Aging and Public Health Insurance Reform in Rural China

Kyoto University Graduate School of
Pharmaceutical Sciences

Xinxin Ma

Feb. 20th, 2015, Kyoto University



Kyoto University Graduate School of Pharmaceutical Sciences

1

Outline

1. Introduction
2. **The Reform of Public Health Insurance in Rural China**
3. Literature Review
4. **Methods**
5. **Results**
6. **Conclusions**

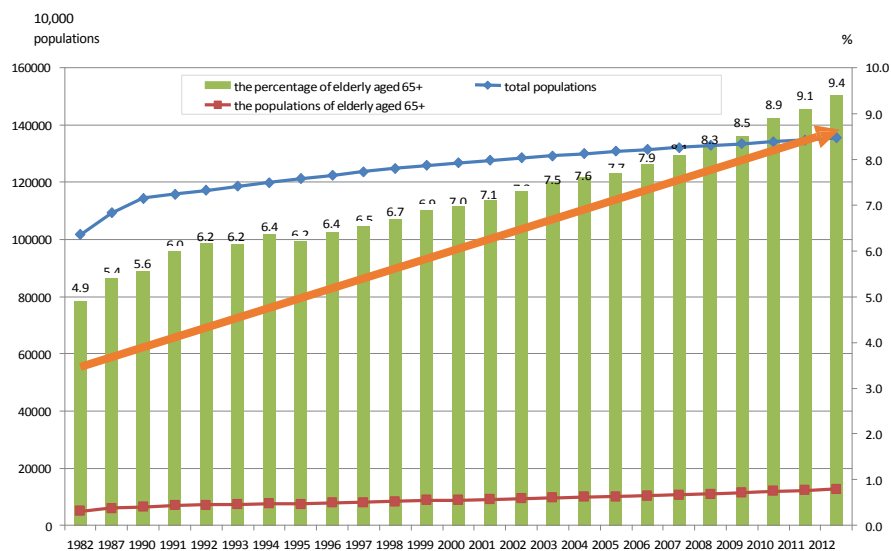
2

1. Introduction

- Population Aging is progressing in rural China (Fig.1).
 - One-child policy (Fig.2)
 - Migration from the rural districts to the urban districts (Fig.3)

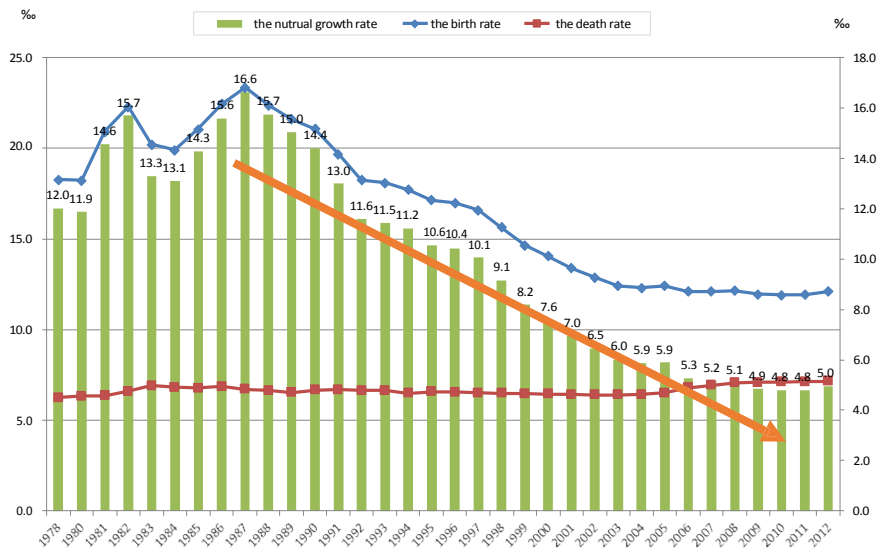
- Although during the planned economy period (1949~1977), the **Cooperative Medical System** (CMS:农村合作医疗制度) was established in the rural districts, it was collapsed in the 80s along with the economic reform (Fig.4).

Fig.1 Trends of the Percentage of Elderly Aged 65+



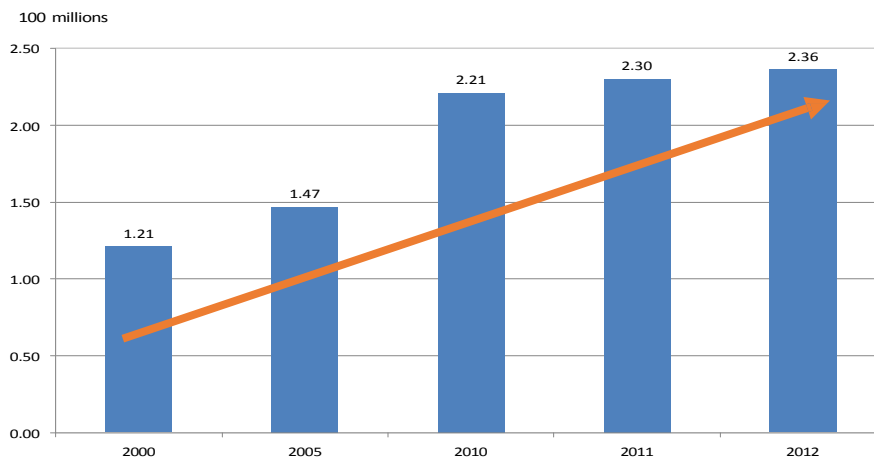
Sources: NBS (2013) *China Statistic Yearbook 2013*.

Fig.2 Trends of the Population Birth Rate in China



Sources: NBS (2013) China Statistic Yearbook 2013.

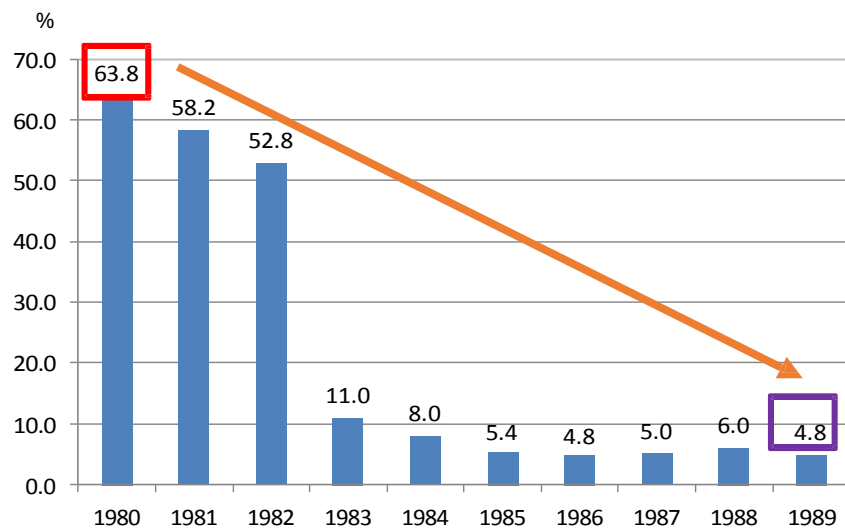
Fig.3 Trends of the Migrants in China



sources: Chinese population census.

Migrants: Those who move from the rural district to the urban district and work as the employer or the self-employed in the urban district with the rural registration.

Fig.4 Participation Rate of the Rural Cooperative Medical System(CMS)



7

1. Introduction

- After 1990s, as it was said as “看病难,看病贵” (“To receive the health care service is so difficult, and the health care expenditure is so high”), the probability of the rural residents becoming the poor when illness was very high, and health care inequality was a serious social problem in China.
- The public health insurance (“The New Cooperative Medical Scheme: **NCMS**” **新农村合作医疗制度**) was established in 2003.

8

Research Question:

Does the NCMS affect the utilization of health care service and out-of-pocket of health care expenditure (医療費の自己負担、医疗费自负) in the rural China?

9

2. The Reform of Public Health Insurance in Rural China (from CMS to NCMS)

10

Cooperative Medical System (CMS)

● Establishment

- Cooperative health care clinic was established in Shanxi (山西) province in 1953.
- In 1956, the establishment of cooperatives was allowed to be performed in the whole rural districts by the National People's Congress.

11

● CMS and the people's commune

- CMS was promoted with the development of the people's commune, which was the final administration organization of Chinese communist Party in the rural districts after 1959.
- CMS was a mutual aid and cooperation association. Main financial resources were based on the fee charged by the rural residents and the people's commune (the collective organization).

Note: The registration system (Hukou Zhidu) was enforced after 1958.

12

● Evaluation of CMS

- United Nations stated as “ The CMS in China is responsible for primary health care in the rural and enhance the health care quantity, it is one of the paradigm for the developing country.” (in Women and Children's Fund Association' s 1980 and 1981 report)
- World Bank and WHO (World Health Organization) also praised that "China has achieved great success by controlling the mortality of infectious diseases. The result was much larger than many other developing countries", “ CMS in the rural China is the only paradigm that can solve the health care expenditure problem in developing countries, and it is a successful health care revolution .” (World Bank, 1994).

13

New Cooperative Medical Scheme (NCMS)

● Establishment

- In the 1990s, while the decrease of the participation in CMS , health care expenditure increased greatly and quickly.
- The probability that the rural residents with severe disease become the poor was very high, health care inequality was a serious social problem in China.

14

- In March 1993, Chinese Ministry of Health proclaimed the universal health insurance planning.
- In January 1997, the State Council published “Decisions about Health Care Reform and Health Care Development” , and announced “ We will conduct a New Cooperative Medical Scheme (NCMS: 新村合作医疗制度) in the rural, and effort to disseminate the public health insurance in the rural by 2000” .

15

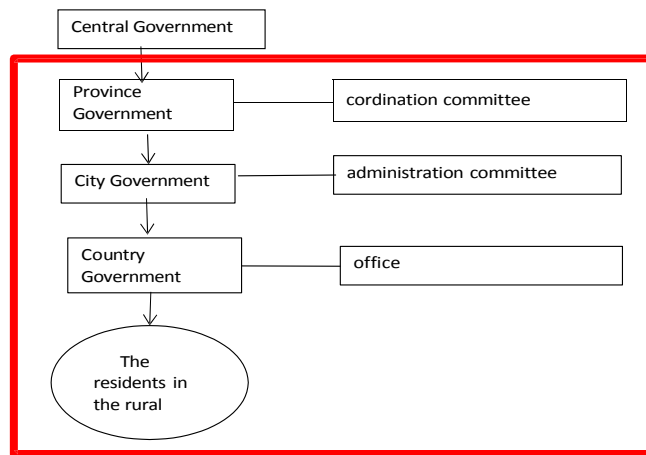
- On January 10, 2003, Ministry of Health, Ministry of Finance and Ministry of Agriculture promulgated the “ The Opinions on the Establishment of the New Rural Cooperative Medical Scheme”.
- After 2003, local government began to select at least 2-3 districts to perform NCMS as the project model. The successful cases were promoted in the other districts .

16

● Management organization

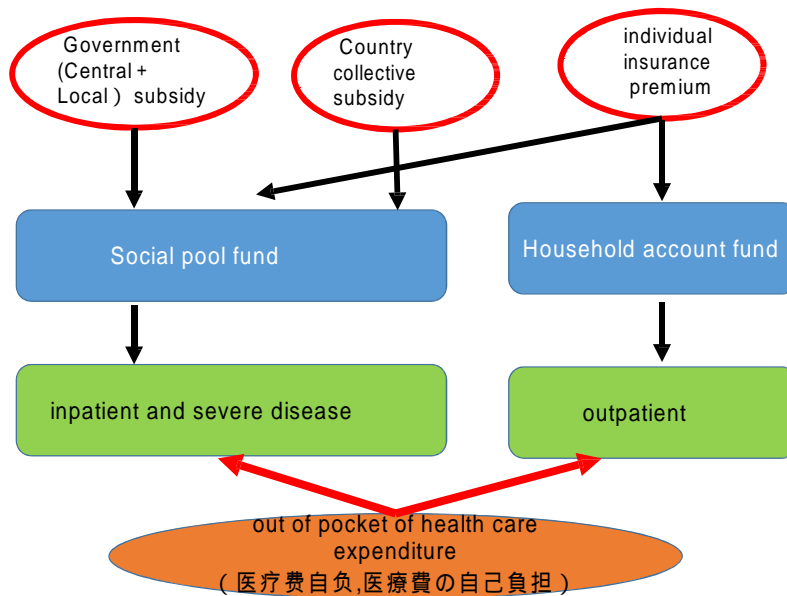
Administration
department

Health care
facilities



17

● Fund and Reimbursement



18

3. Literature Review

1. Empirical studies using **cross section data**

Wagstaff et al.(2009), Shi et al.(2010), Xiao et al.(2010),
You and Kobayashi (2011), Lu et al.(2012) , Li et al. (2014)

2. Empirical studies using **panel data**

Wagstaff and Lindelow (2008), Lei and Lin(2009), Jing
et al. (2013), Cheng et al.(2014)

19

Features of the study

1. Except of Lei and Lin (2009),Jing et al. (2013),
less analysis using **DID** (Difference in
Difference) analysis method.

- Using the quasi- natural experiment case, the
effect of the NCMS can be estimated by the
DID analysis method.

20

2 . In empirical studies on the utilization of health care services, **the Anderson model** is used commonly (Anderson 1995; Anderson and Newman 1973).

- Although Lei and Lin (2009) and Jing *et al.*(2013) applied the DID method, they didn't used the Anderson model, so **there exist the omitted variable problem** in previous studies.



- **DID method based on Anderson model** is applied in this study.

21

4. Methods

The models

Probit regression model (Random effect model)

$$y_{it}^* = a_i + \beta_1 NCMS_{it} + \beta_2 X_{it} + u_i + v_{it} \quad (1.1)$$

$$y_{it}^* = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{it}^* > 0 \\ 0 & \text{if } y_{it}^* \leq 0 \end{cases} \quad (1.2)$$

$$P(y_{it} = 1) = p_{it} = P(u_i + v_{it} = 1 - a_i - \beta_1 NCMS_{it} - \beta_2 X_{it}) \quad (1.3)$$

22

Quasi-experiment (DID)

$$y_{it}^* = a_i + \gamma_1 Treatment_{it} + \gamma_2 Year_t + \gamma_3 DID_{it} + \gamma_4 X_{it} + \varepsilon \quad (2)$$

DID is a cross-item of treatment dummy and reform period dummy

	Pre-2003(before)	Post-2003(after)
estimation 1	2000	2004 or 2006
estimation 2	2000	2004
estimation 3	2000	2006

23

Data : CHNS2000-2006

- CHNS is a **panel survey** conducted by North Carolina University. The first wave of survey was conducted in 1989. New Cooperative Medical Scheme (NCMS) was performed in 2003, so pre-reform period (wave2000) and post-reform period(wave2004 and wave2006) are used.
- Representative regions are covered in these survey. They are Jiangsu(江苏), Liaoning (辽宁), Helongjiang (黑龙江), Shandong (山东), Henan (河南), Hubei (湖北), Hunan (湖南), Guangxi (广西) and Guizhou (贵州) provinces (**9 regions**).
- Based on the resident ledger used in population census, the sample is extracted using a multi-stage random sampling methods.
- **Sample sizes are 16,150(2000), 9,856(2004), 9,788(2006).**

24

Main Dependent Variables

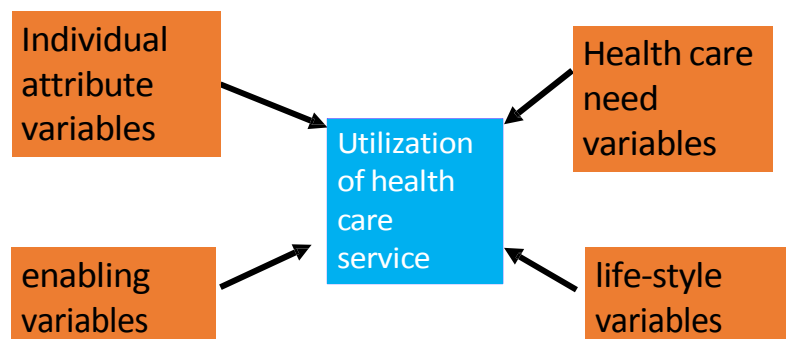
- **Probability of receiving the health care service**
Those who received the health care service within four weeks after illness =1, the others=0
- **Out of pocket of health care expenditure (医療費の自己負担、医药费自负)**
Out of pocket of health care expenditure
=health care expenditure X co-sharing rate
- **Probability of disaster health care expenditure**
Rate of health care expenditure to household income per capita is 40 % or more than 40%=1, less than 40%=0
- **Probability of receiving physical examination**
Those who received physical examination=1, the others=0

25

Independent Variables

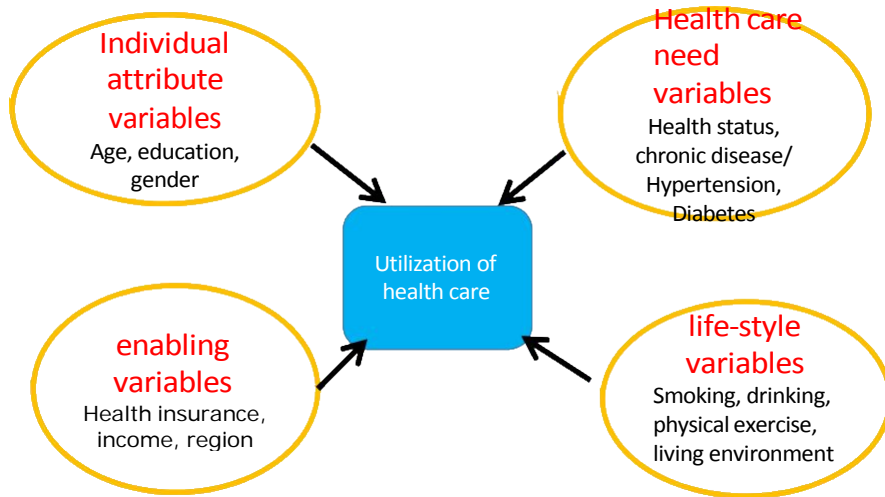
Anderson's model

(Anderson 1995; Anderson and Newman 1973)



26

Independent Variables



27

Table 1 Health Insurance Status in Rural China

	2000年			2004年			2006年		
	Total	age16-59	+age60	Total	age16-59	+age60	Total	age16-59	+age60
Civilservants medical	4.9%	5.1%	4.3%	0.5%	0.4%	0.8%	0.3%	0.2%	0.5%
BHIS	2.4%	2.5%	2.2%	0.5%	0.5%	0.6%	1.6%	1.6%	1.5%
CMS	4.5%	4.8%	3.5%	11.2%	11.2%	11.2%	43.0%	43.0%	43.1%
Private Health Insurance	1.8%	1.8%	1.8%	0.9%	1.1%	0.2%	0.7%	0.9%	0.1%
Family health Insurance	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.1%	0.2%	0.0%	0.0%	0.0%
Unification Insurance	0.5%	0.5%	0.3%	0.1%	0.2%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
The Others	1.9%	2.0%	1.8%	0.1%	0.1%	0.0%	0.3%	0.3%	0.3%
no-enrollment	83.9%	83.2%	86.0%	86.6%	86.4%	87.0%	54.1%	54.0%	54.5%

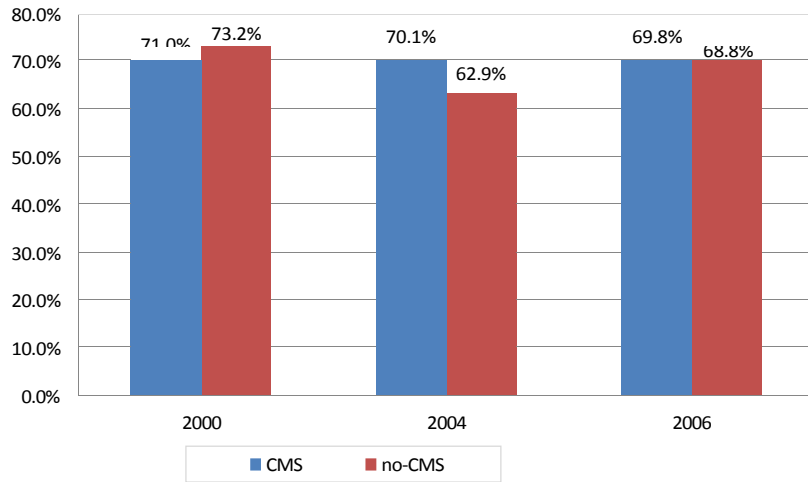
Source: calculated based on CHNS2000-2006.

Notes: BHIS: Basic Health Insurance Scheme for urban employees

CMS: Cooperative Medical Scheme for rural residents.

28

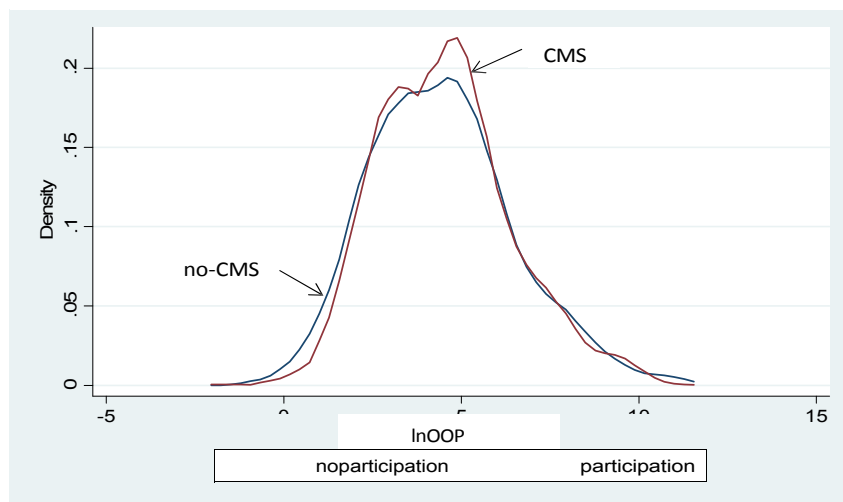
Figure 2 The Proportion of Groups Who Received Health Care Service When Illness



Source : CHNS2000-2006.

29

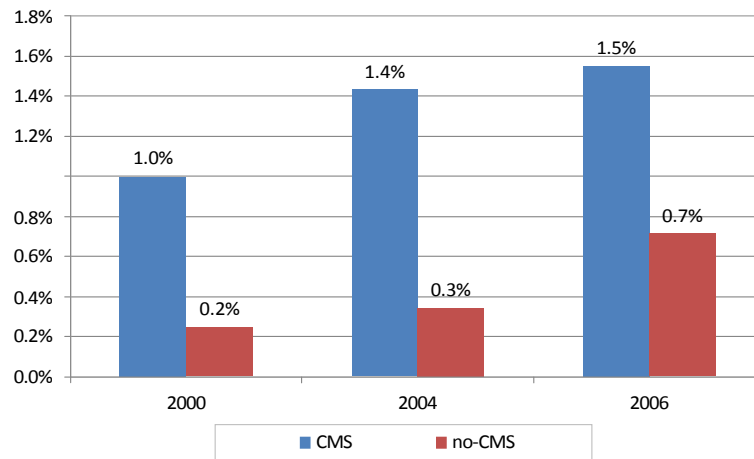
Figure 3 Kernel Density Distribution of Out of Pocket of Health Care Expenditure



Source : CHNS2000-2006.

30

Figure 4 The Proportion of Groups Who Received Physical Examination



Source : CHNS2000-2006.

31

5. Results

32

Table 2 The Effect of NCMS in Rural China (1)

	2000vs.2004		2000vs.2006	
	margin effect	z-value	margin effect	z-value
(1) Access to health care service (outpatient and inpatient)				
Treatment	0.0420 **	2.42	0.0034	0.32
Year	0.0581 ***	8.35	0.0533 ***	6.15
DID	-0.0068	-0.41	0.0191	1.45
(2) Access to health care service (outpatient)				
Treatment	0.0380 **	2.25	0.0057	0.56
Year	0.0546 ***	8.10	0.0514 ***	6.15
DID	-0.0038	-0.23	0.0158	1.26
(3) Access to health care service (inpatient)				
Treatment	0.0020	0.71	-0.0015	-0.71
Year	0.0021 *	1.75	0.0012	0.68
DID	-0.0017	-0.84	0.0020	0.68

33

Table 2 The Effect of NCMS in Rural China (2)

	2000vs.2004		2000vs.2006	
	margin effect	z-value	margin effect	z-value
(4) OOP of Health Expenditure				
Treatment	0.1794	0.35	-0.3708	-1.00
Year	-0.2820	-1.09	-0.6917 **	-2.12
DID	-0.8014	-1.42	0.1397	0.32
(5) Total Health Care Expenditure				
Treatment	-0.2570	-0.54	-0.4107	-1.24
Year	-0.2544	-1.10	-0.6899 **	-2.52
DID	-0.5156	-1.07	0.1347	0.37
(6) Disaster health care expenditure				
Treatment	-0.0373	-0.32	-0.0798	-0.80
Year	-0.2341 ***	-2.94	-0.4285 ***	-3.66
DID	-0.1340	-1.41	0.0537	0.45
(7) Physical examination				
Treatment	-0.0008	-0.40	-0.0036	-1.36
Year	0.0011	0.89	0.0018 **	1.23
DID	0.0071	1.25	0.0167 ***	2.68

34

Main findings of table 2

1. In the results of probability of access to health care facilities, probability of outpatient, probability of inpatient, the total health care expenditure, out of pocket expenditure(OOP), probability to become the disaster health care expenditure, the estimated coefficient of DID term is not statistically significant.



NCMS hasn't significant effect on the reduction of OOP and the probability to become the poor if illness. It also hasn't much more helpful to increase the probability of access to health care facilities.

Table 3 The Effect of NCMS in Rural China by Age Groups (1)

	+age60		age16-59	
	margin effect 2000vs.2004	z-value	margin effect	z-value
(1) Access to health care service (outpatient and inpatient)				
Treatment	0.0128	0.19	0.0441 **	2.52
Year	0.1016 ***	4.33	0.0498 ***	6.96
DID	0.0515	0.65	-0.0112	-0.69
(2) Access to health care service (outpatient)				
Treatment	0.0162	0.25	0.0367 **	2.20
Year	0.0925 ***	4.07	0.0477 ***	6.97
DID	0.0391	0.53	-0.0039	-0.24
(3) OOP of Health Expenditure				
Treatment	-0.5169	-0.31	0.3867	0.69
Year	0.1272	0.18	-0.3180	-1.08
DID	1.0163	0.58	-1.1695 *	-1.66
(4) Total Health Care Expenditure				
Treatment	-0.7749	-0.51	-0.2830	-0.55
Year	0.3780	0.60	-0.3488	-1.35
DID	0.2509	0.16	-0.5689	-1.02
(5) Physical examination				
Treatment	-3.00E-05	-0.01	-0.0006	-0.26
Year	-3.27E-08	-0.22	0.0004	0.37
DID	0.7627	0.01	0.0042	0.88

- In working group (16-59age), compared to the no-NCMS group, OOP of health care expenditure 117% point lower for NCMS group.
- On the other hand, in the elderly group (age60+), the estimated coefficient of DID term is not statistically significant.

Table 3 The Effect of NCMS in Rural China by Age Groups (2)

	+age60 margin effect z-value 2000年 vs. 2006年		age16-59 margin effect z-value	
(1) Access to health care service (outpatient and inpatient)				
Treatment	0.0034	0.10	0.0034	0.34
Year	0.0942 ***	4.81	0.0362 ***	4.15
DID	0.0166	0.46	0.0213	1.62
(2) Access to health care service (outpatient)				
Treatment	0.0018	0.06	0.0059	0.61
Year	0.0856 ***	4.59	0.0357 ***	4.25
DID	0.0174	0.50	0.0168	1.34
(3) OOP of Health Expenditure				
Treatment	0.2555	0.22	-0.5772	-1.35
Year	-0.6042	-0.75	-0.7883 **	-2.00
DID	-0.4570	-0.37	0.4386	0.84
(4) Total Health Care Expenditure				
Treatment	0.5454	0.57	-0.5731	-1.49
Year	-0.3345	-0.57	-0.8128 **	-2.42
DID	-0.6598	-0.67	0.1620	0.36
(5) Disaster health care expenditure				
Treatment	-0.0026	-0.02	-0.1789	-1.60
Year	-0.3841	-1.19	-0.3581 ***	-2.74
DID	0.0782	0.38	0.0534	0.38
(6) Physical examination				
Treatment	-0.0547	-0.01	-0.0023	-1.03
Year	0.0007 **	2.18	0.0001	0.09
DID	0.4407	0.01	0.0166 ***	2.68

● In working group (16-59 age), compared to the no-NCMS group, the probability to receive physical examination is 116 percentage point higher for NCMS group.

● On the other hand, in the elderly group (age60+), the differentials of the probability to receive physical examination between NCMS group and no-NCMS group is not statistically significant.

Other findings of table 3

- Either in working group (age16-59), nor in the elderly group (age60+), the effect of NCMS on the probability of outpatient and inpatient, the total health care expenditure, the probability to become the poor if illness are not confirmed.

6. Conclusions

Main Findings (1)

- On the whole, NCMS hasn' t significant effect on the **reduction of OOP** and the probability to become the poor if illness. It also hasn' t much more helpful to increase the **probability of access to health care service**.
- In working group (age16-59), compared to the no-NCMS group , **OOP of health care expenditure** 117% point lower for NCMS group. On the other hand, in the elderly group (age60+), the estimated coefficient of DID term is not statistically significant.

39

6. Conclusions

Main Findings (2)

- In working group(16-59 age), compared to the no-NCMS , **the probability to receive physical examination** is 116 percentage point higher for NCMS group. On the other hand, in the elderly group (age60+), the differentials of the probability to receive physical examination between NCMS group and no-NCMS group is not statistically significant.
- Either in working group(16-59 age) ,nor in the elderly group (age60+), **the effect of NCMS on the probability of outpatient and inpatient, the total health care expenditure, the probability to become the poor if illness** are not confirmed.

40

Policy Implication

- To **reform the NCMS** to increase the imbursement of NCMS and decrease the OOP rate
- To enact **special public health insurance system for the elderly** (e.g. Japan, U. S.) → to establish new social security system in population aging China
- To establish the public health care assistance system for the group with severe disease in order to deal with the poverty problem in health care. →While establish the new public health insurance (NCMS), to **promote the consolidation with other social security system** (e.g. anti-poverty policy) is necessary.

41

**Thank you very much
for kind attention**

Kyoto University Graduate School of
Pharmaceutical Sciences

Xinxin Ma

Feb. 19-20th, 2015



Kyoto University Graduate School of Pharmaceutical Sciences

42

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
鈴木透(唐永亮译)	东亚的低出生率及老龄化问题—日本・韩国・中国台湾之比较	王伟	中日韩人口老龄化与老年人问题	中国社会科学出版社	北京	2014	1-17
鈴木透	東アジアの低出生率・高齢化問題	国立社会保障・人口問題研究所	日本の人口動向と21世紀社会	東京大学出版会	東京	2015 (予定)	
小島宏(王伟译)	东亚的男女同居及人口学意义	王伟	中日韩人口老龄化与老年人问题	中国社会科学出版社	北京	2014	61-102
相馬直子	日韓比較から考える子育て・保育政策 韓国の事例を中心に	女性労働問題研究会	「ネオリベ」と労働破壊	青木書店	東京	2014	61-77

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
小島宏	東アジアにおける宗教と健康 EASS2010 の比較分析	早稲田社会科学総合研究	15(2)	1-32	2014
KOJIMA, Hiroshi	The Effects of Religion on Fertility-Related Attitudes and Behavior in Japan, South Korea and Singapore	Waseda Studies in Social Sciences	15(1)	1-26	2014
KOJIMA, Hiroshi	Religion and the Use of Family Policy Measures in Japan, South Korea and Singapore	Waseda Studies in Social Sciences	15(3)	1-20	2015
相馬直子	韓国における幼保一元化：＜幼児教育／保育＞問題の変容	教育と医学	62(6)	80-88	2014
馬欣欣	中国都市戸籍住民における医療保険の加入行動の要因分析 医療保険加入の類型およびその選択の決定要因	アジア経済	55(2)	62-94	2014

