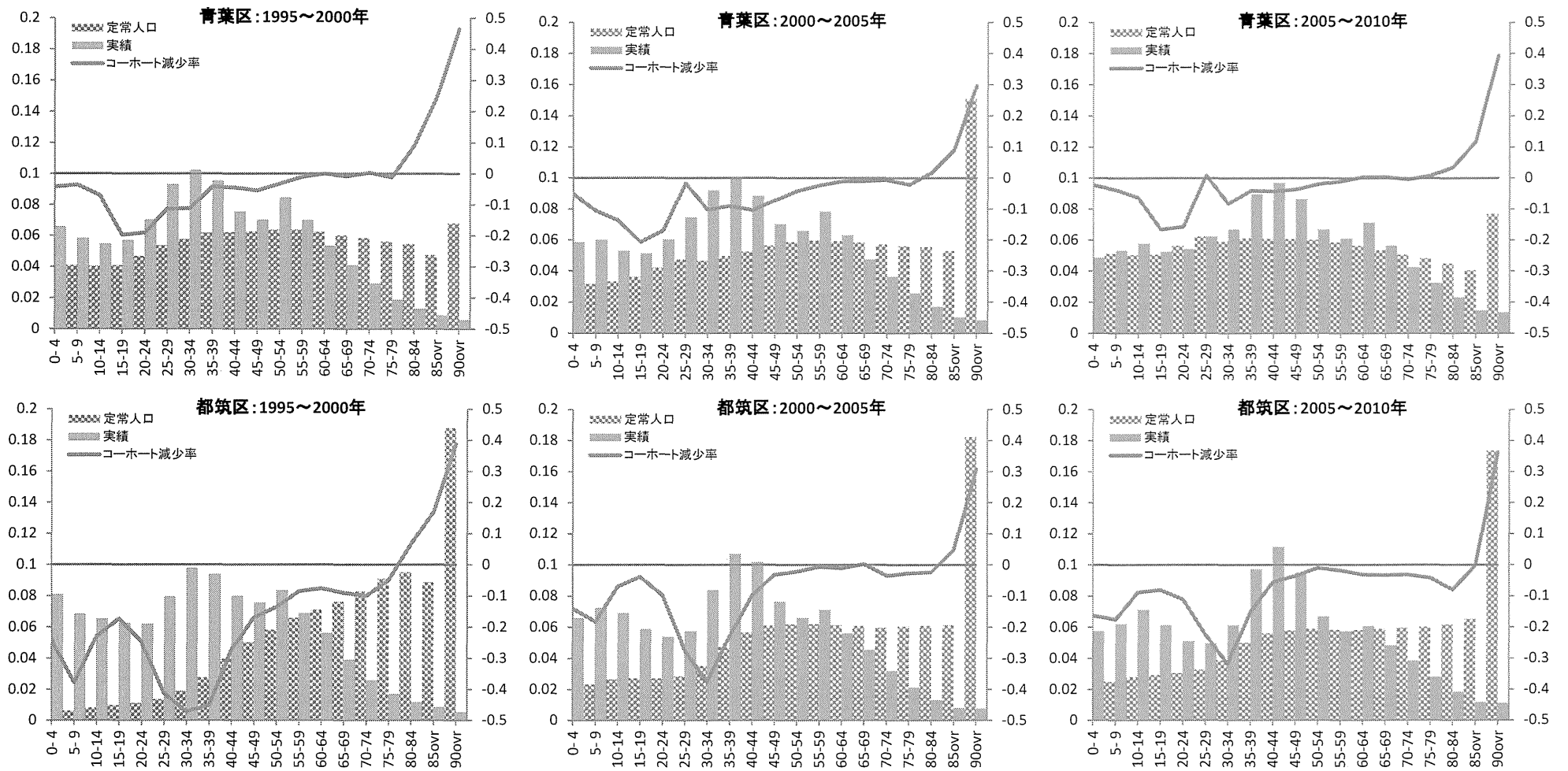


※棒グラフは年齢割合（左軸），折れ線はコーホート減少率（右軸）。コーホート減少率＝死亡率－年齢別純移動率－出生数/年齢区分数（いずれも年齢別期首人口に対する比）。男女年齢別コーホートの減少率の安定人口における期首年齢割合による加重平均が人口増加率（＝0）になる。

図 5. 期間純移動率及び生残率を固定した安定人口の年齢分布と期首年齢分布（実績）：横浜市南区及び旭区，1995～2010年



※棒グラフは年齢割合（左軸），折れ線はコーホート減少率（右軸）。コーホート減少率＝死亡率－年齢別純移動率－出生数/年齢区分数（いずれも年齢別期首人口に対する比）。男女年齢別コーホートの減少率の安定人口における期首年齢割合による加重平均が人口増加率（=0）になる。

図 6. 期間純移動率及び生残率を固定した安定人口の年齢分布と期首年齢分布（実績）：横浜市青葉区及び都筑区，1995～2010年

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ー人口白書 (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

	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
公表年	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
${}^m M_{x,5}^t, {}^f M_{x,5}^t$	…t-5→t 年の男女 $x-5 \sim x-1 \rightarrow x \sim x+4$ 歳コーホートの純移動数
${}^m D_{x,5}^t, {}^f D_{x,5}^t$	…t-5→t 年の男女 $x-5 \sim x-1 \rightarrow x \sim x+4$ 歳コーホートの死亡数
${}^m B_{,5}^t, {}^f B_{,5}^t$	…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 $x-5 \sim x-1 \rightarrow x \sim x+4$ 歳コーホートの出生数
sr^t	…t-5～t 年の出生性比, $sr^t = \frac{{}^m B_{,5}^t}{{}^f B_{,5}^t}$
$f_x^t = \frac{{}_5 B_x^t}{{}^f P_x^t}$	…t 年の母の年齢 $x \sim x+4$ 歳の出生率
$d_x^t = \frac{{}_5 D_x^t}{{}^f P_x^t}$	…t 年の男女 $x \sim x+4$ 歳の死亡率
${}_5 m_x^t = \frac{{}_5 M_x^t}{{}_5 P_{x-5}^t}$	…t-5→t 年の男女 $x-5 \sim x-1 \rightarrow x \sim x+4$ 歳コーホートの純移動率
${}_5 s_x^t = 1 - \frac{{}_5 D_x^t}{{}_5 P_{x-5}^t}$	…t-5→t 年の男女 $x-5 \sim x-1 \rightarrow x \sim x+4$ 歳コーホートの生残率
${}_5 f_x^t = \frac{2 \cdot {}_5 B_x^t}{{}^f P_x^t + {}^f P_{x-5}^t}$	…t-5→t 年の母の年齢 $x-5 \sim x-1 \rightarrow x \sim x+4$ 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。

$$\begin{aligned} {}^f P_x^t &= {}^f B_x^t + ({}^f P_{x-5}^{t-5} - {}^f D_x^t + {}^f M_x^t) \\ \Leftrightarrow \sum_{x=0-4}^{85+} {}^f P_x^t &= \frac{1}{1+sr^t} \left(\sum_{x=15-19}^{45-49} {}^f \hat{B}_x^t \right) \cdot ({}_5s_{0-4}^t + {}_5m_{0-4}^t) + \sum_{x=5-9}^{85+} {}^f P_{x-5}^{t-5} ({}_5s_x^t + {}_5m_x^t) \dots[2] \end{aligned}$$

ここで、 ${}_5\hat{B}_x^t = \frac{1}{2} ({}^f \hat{P}_x^t + {}^f P_{x-5}^{t-5}) {}_5f_x^t$, ${}^f \hat{P}_x^t = {}^f P_{x-5}^{t-5} ({}_5s_x^t + {}_5m_x^t)$.

[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。

$$f_x = C \cdot g(x:u, b, \lambda)$$

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

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は高い)。 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～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

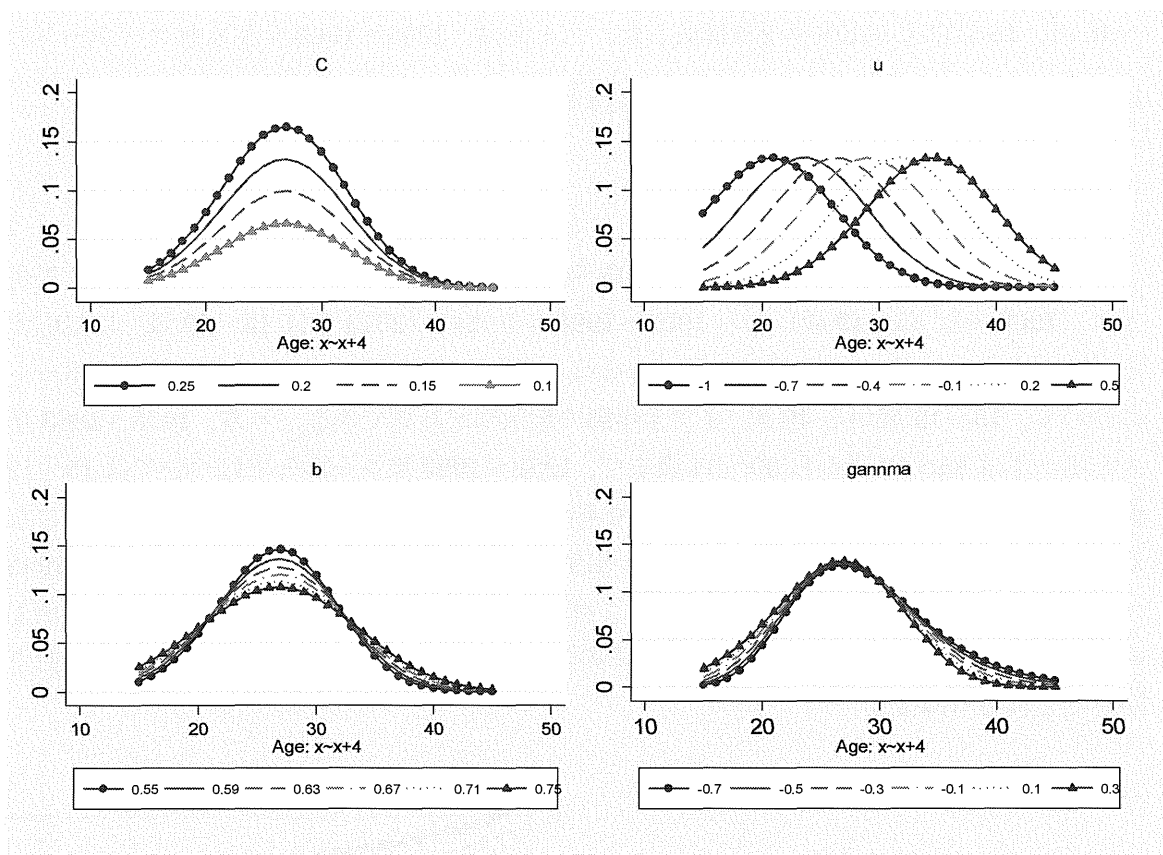


図 2-1 一般化対数ガンマ分布モデル：パラメータによるグラフの変化

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年生まれコーホートの年齢別出生率（ ${}_1f_{15-19}^{1970}, \dots, {}_1f_{45+}^{2000}$ ）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歳の出生コーホートは、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年コーホートから1959～1964年コーホートの12コーホートについて、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年コーホートは15～19歳から30～34歳まで、1988～1993年コーホートについては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コーホート出生率のうち、1968年に15～19歳以下の1948～53年生まれ以後のコーホートについて、コーホート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、コーホート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）。

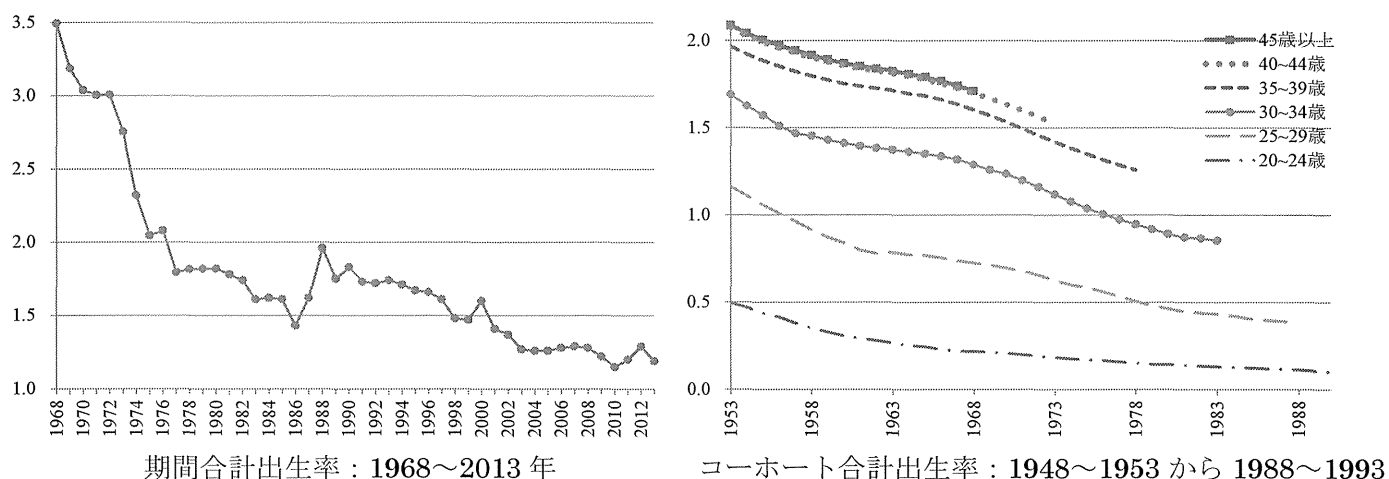


図2-2 期間合計出生率とコーホート合計出生率（推計値）の推移

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コーホート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コーホートで、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、とくに当該コーホートの年齢別出生率が最

1 当該コーホートは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。

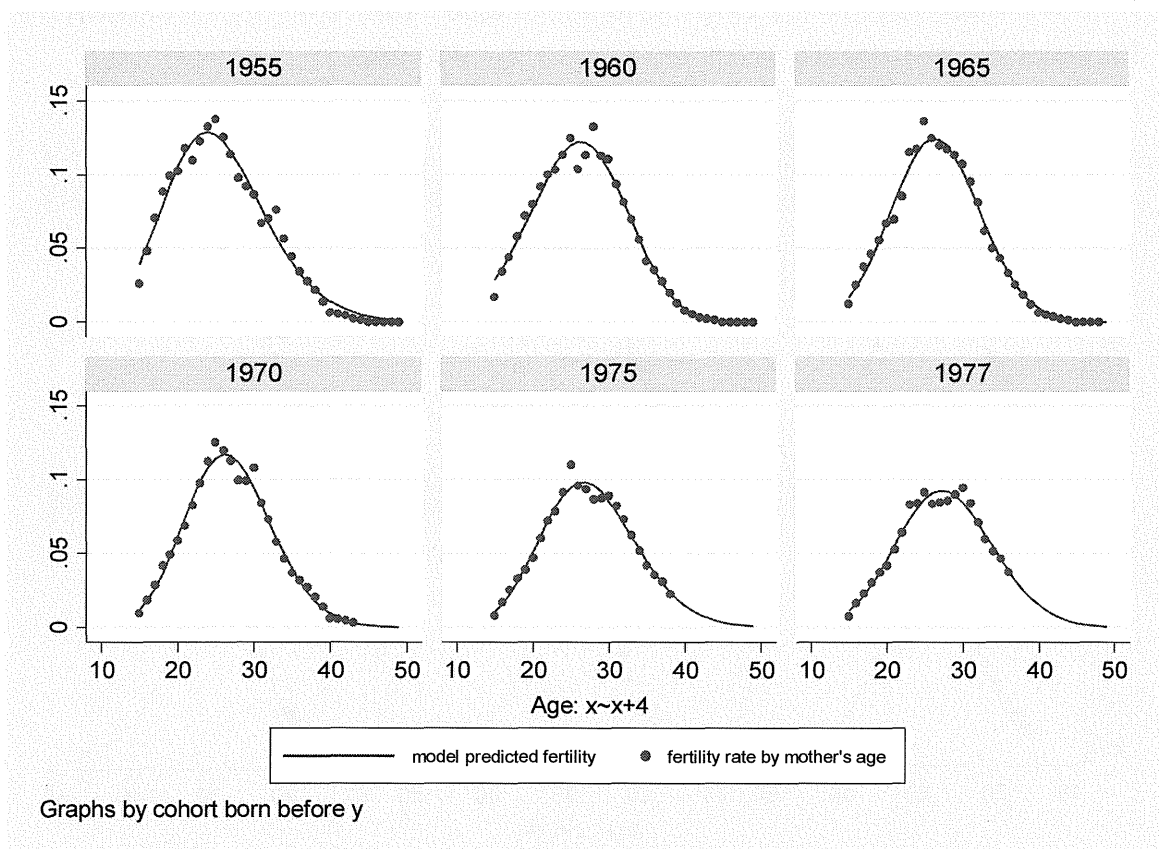
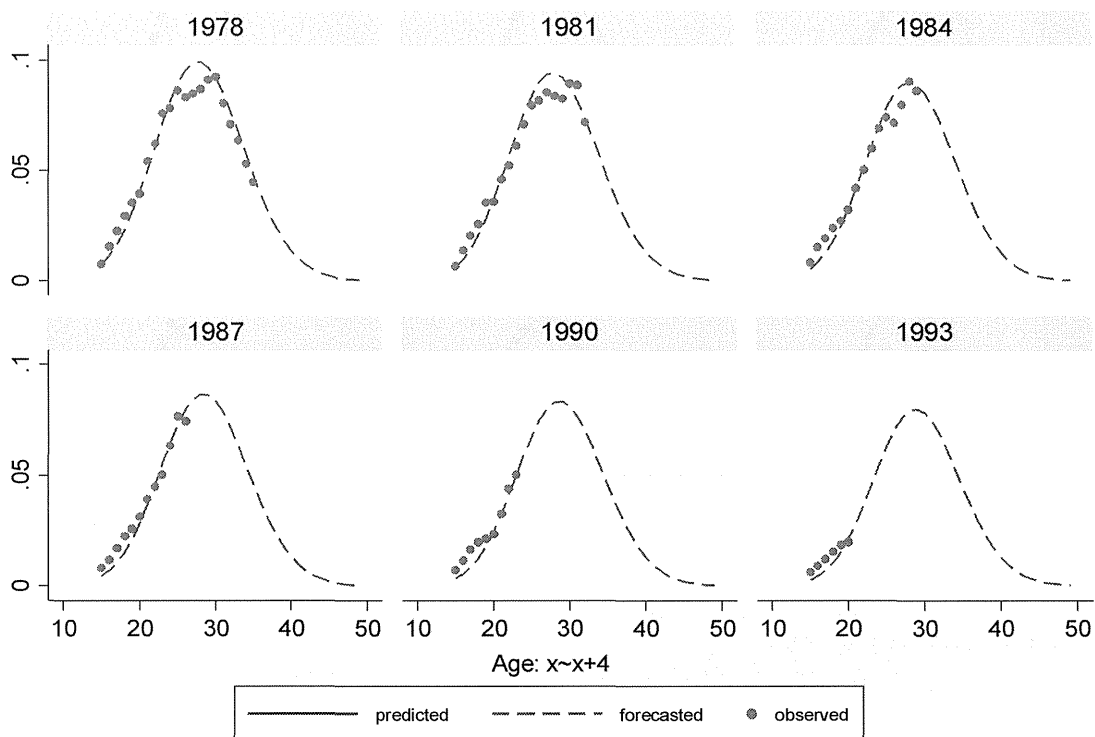


図 2-3 一般化対数ガンマ分布モデルによって推定された年齢別出生率：
1950～1955 年コーホートから 1972～1977 年コーホート

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。



Graphs by cohort born before y

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 $t-5$ ～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ので、人口センサス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。

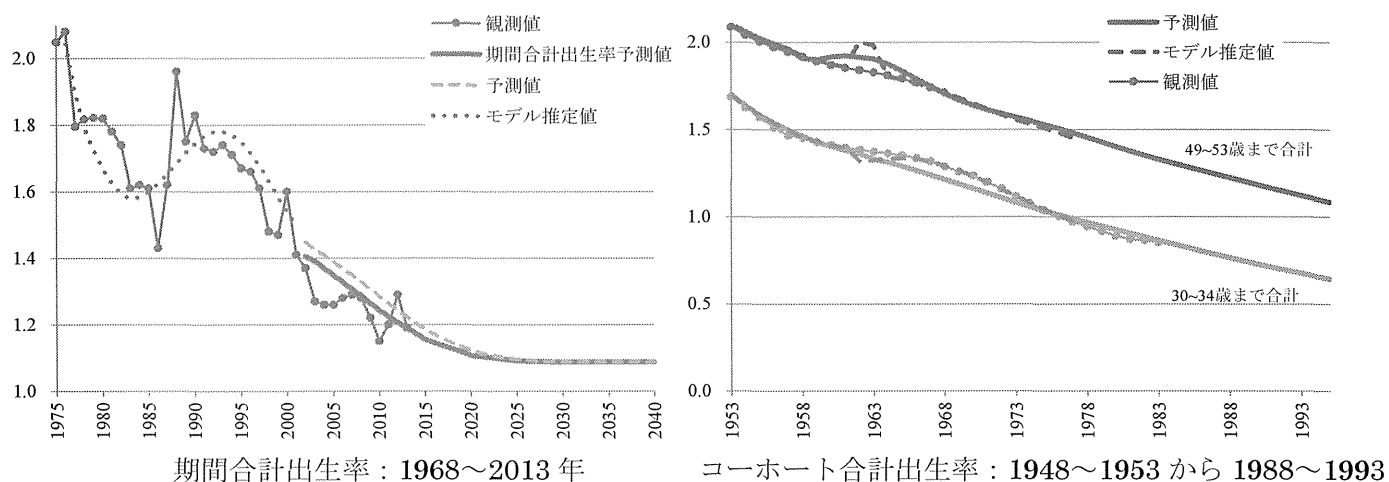


図 2-5 将来の期間合計出生率とコーホート合計出生率の推移

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（図中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。

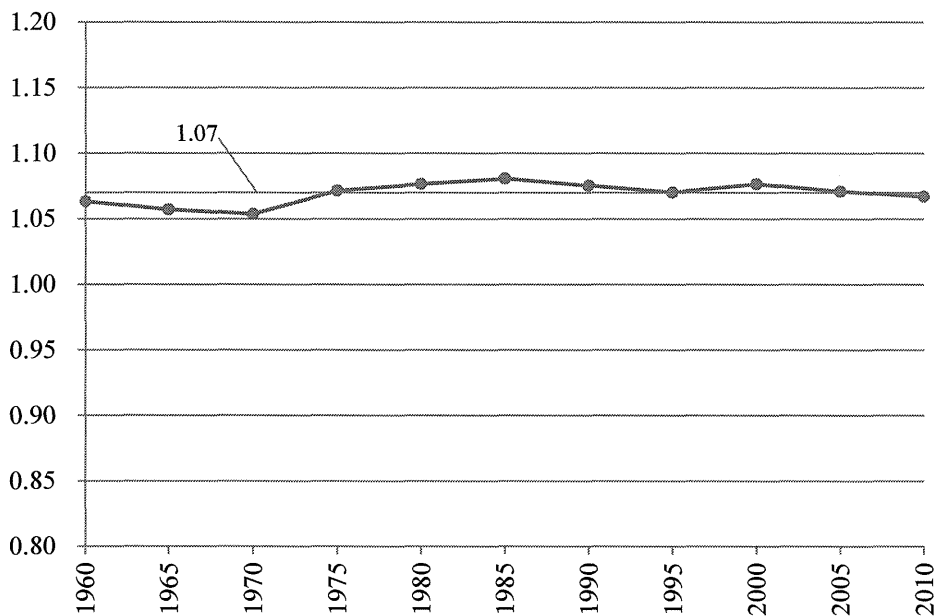


図 2-6 t-5 年 7 月～t 年 6 月の出生数の性比（女兒 1 人あたり男児）の推移

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。

$$\ln(d'_x) = a_x + k_t b_x + \varepsilon'_x \quad \dots [4]$$

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 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 \mathbf{T} 、年齢階級数を \mathbf{X} としたとき、 \mathbf{A} は $\ln(d'_x) - a_x$ を t 行 n 列の要素とする $\mathbf{T} \times \mathbf{X}$ の行列、 \mathbf{U} は左特異ベクトルからなる $\mathbf{T} \times \mathbf{X}$ の行列、 \mathbf{V} は右特異ベクトルからなる $\mathbf{X} \times \mathbf{X}$ の行列、 \mathbf{Q} は特異値を対角要素に持つ $\mathbf{X} \times \mathbf{X}$ の特異行列であり、 $\mathbf{V}_{1\cdot}$ は \mathbf{V} の1行目に対応する \mathbf{X} 行ベクトル、 $\mathbf{U}_{\cdot,1}$ は \mathbf{U} の1列目に対応する \mathbf{T} 列ベクトル、 $\mathbf{1}_{x,1}$ は \mathbf{X} 個の1からなる \mathbf{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($x-5 \sim x-1 \rightarrow x \sim x+4$ 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、 $t-5 \rightarrow t$ 年の男女 $x-5 \sim x-1 \rightarrow x \sim x+4$ 歳コーホートの生残率

${}_5s_x^t$ と設定した。

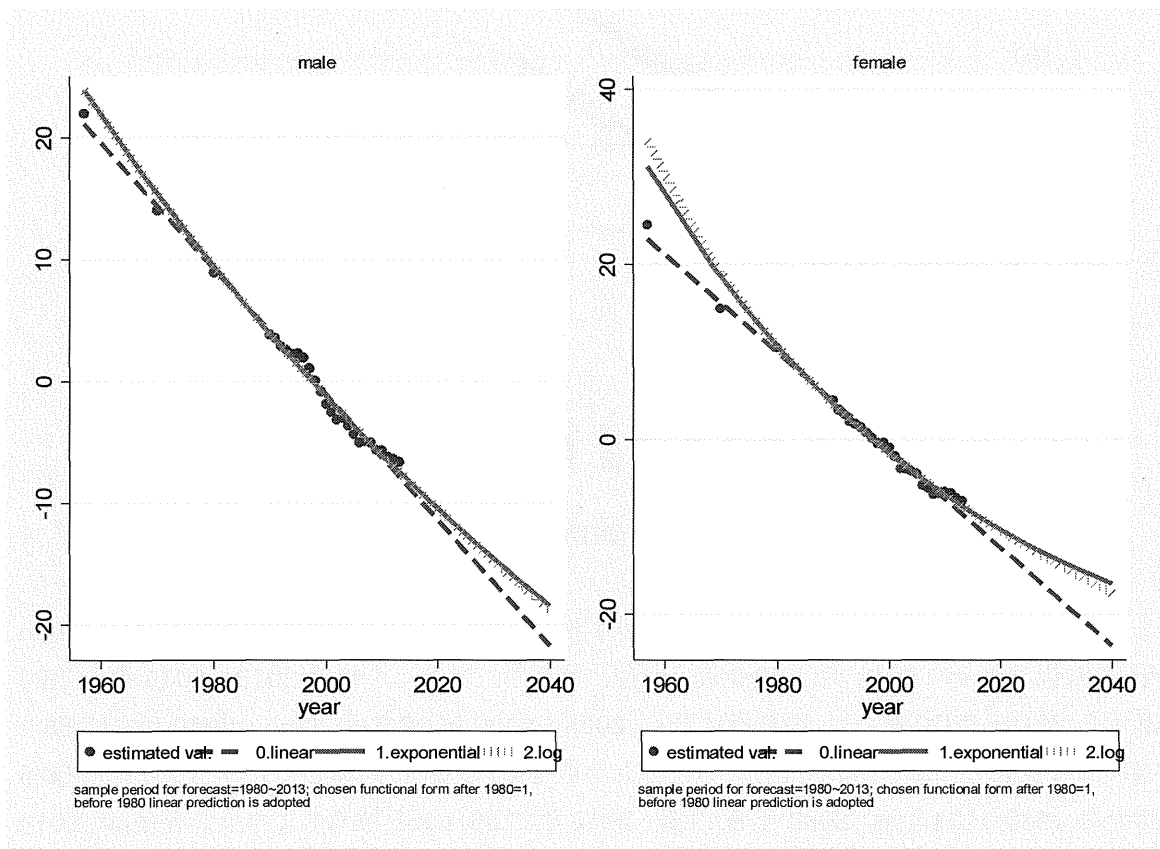


図 2-7 Lee-Carter モデルによって推定された男女別死亡指数と予測値：1957～2040 年

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。

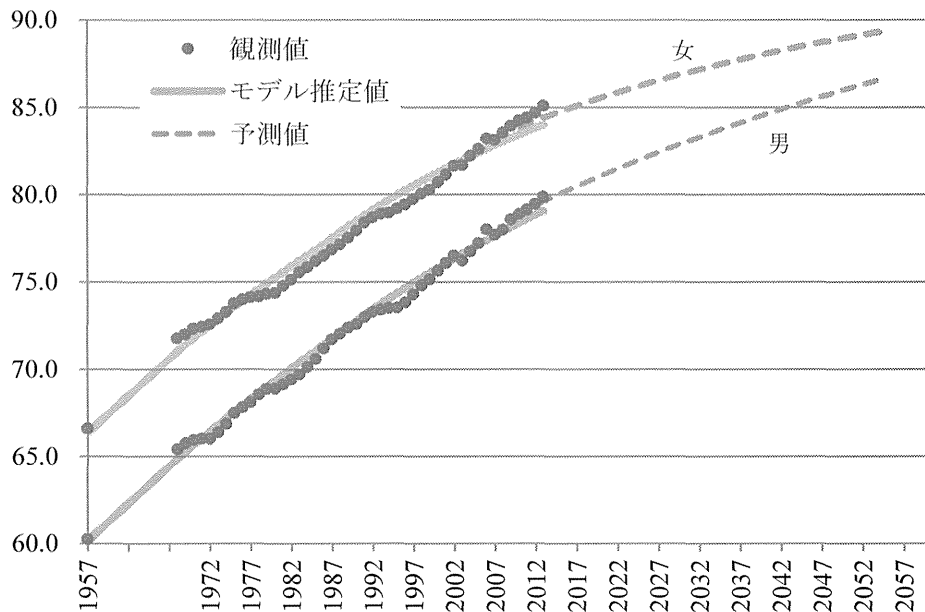


図 2-8 男女別平均寿命の推移：1957～2013 年及び 2010～2015 から 2055～2060 年

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。

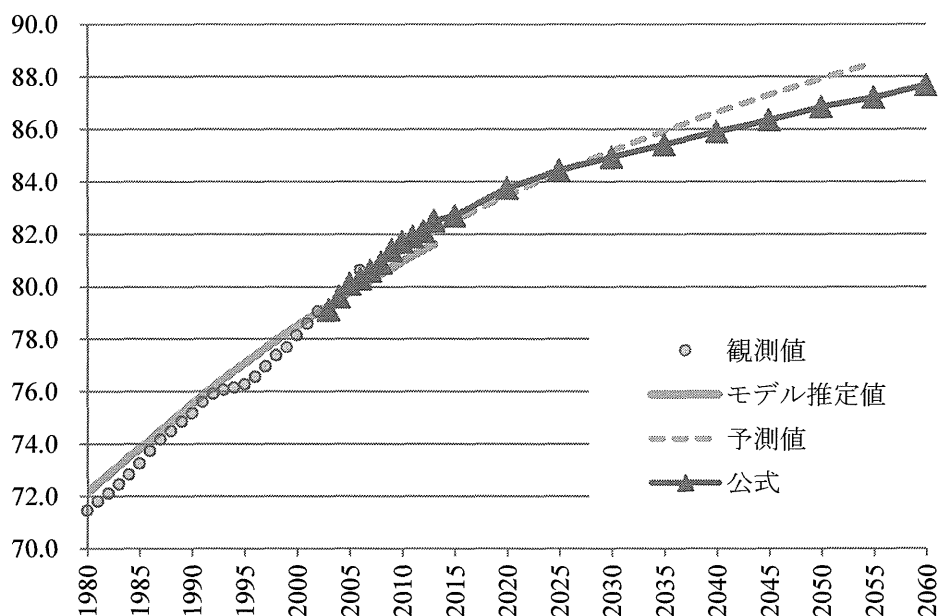


図 2-9 シンガポールにおける平均寿命の推移：
男女計、1980～2060 年及び 2010～2015 から 2055～2060 年

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残率を用いた。1968～2013 年の各年の生命表生残率について、期首年と期末年のものを男女年齢別に平均し、 $t-5 \rightarrow t$ 年の男女 $x-5 \sim x-1 \rightarrow x \sim x+4$ 歳コーホートの生残率 ${}_5s'_x$ 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残人口を計算し、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 $\rightarrow 0 \sim 4$ 歳から 80 歳以上 $\rightarrow 85$ 歳以上（1989 \rightarrow 1994 年以前については 65 歳以上 $\rightarrow 70$ 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18.2万人、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。

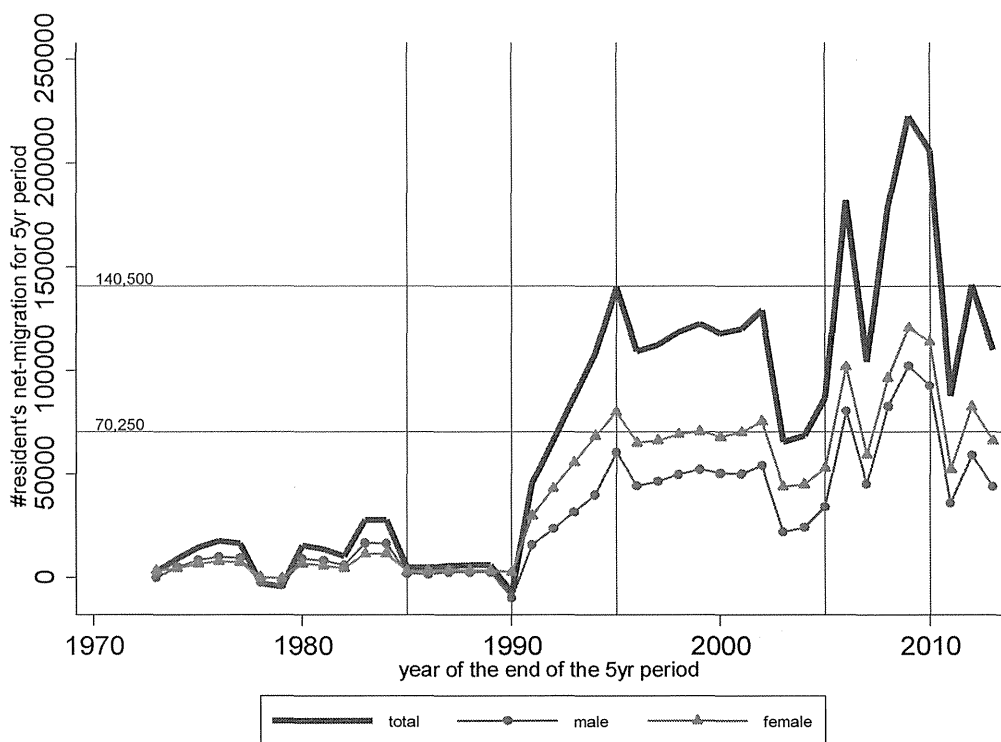


図2-10 社会増加数の推移：1968～1973年から2008～2013年

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