

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。

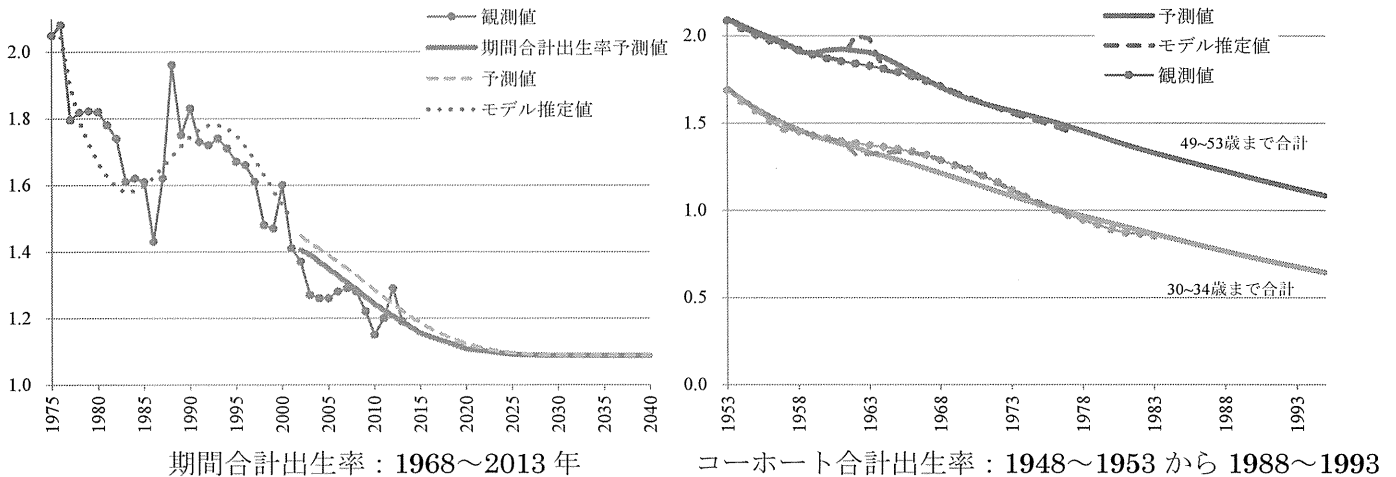


図 2-5 将来の期間合計出生率とコーホート合計出生率の推移

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（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。

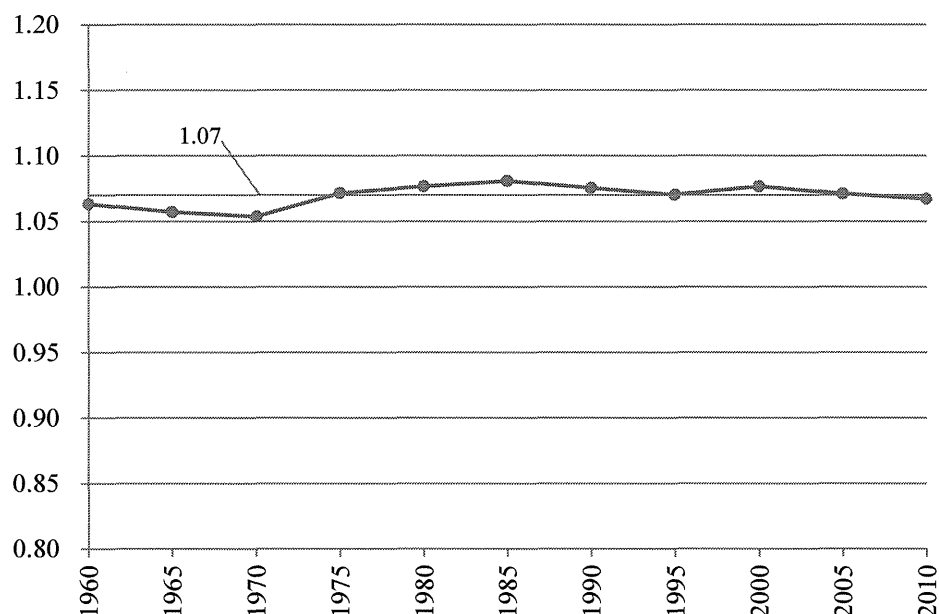


図 2-6 t-5 年 7 月～t 年 6 月の出生数の性比（女兒 1 人あたり男児）の推移

### 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。

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

ここで、 $\ln(\cdot)$ 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、 $\varepsilon'_x$ 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。

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

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

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

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  $\ln(d'_x) - a_x$  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( $x-5 \sim x-1 \rightarrow x \sim x+4$ 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。

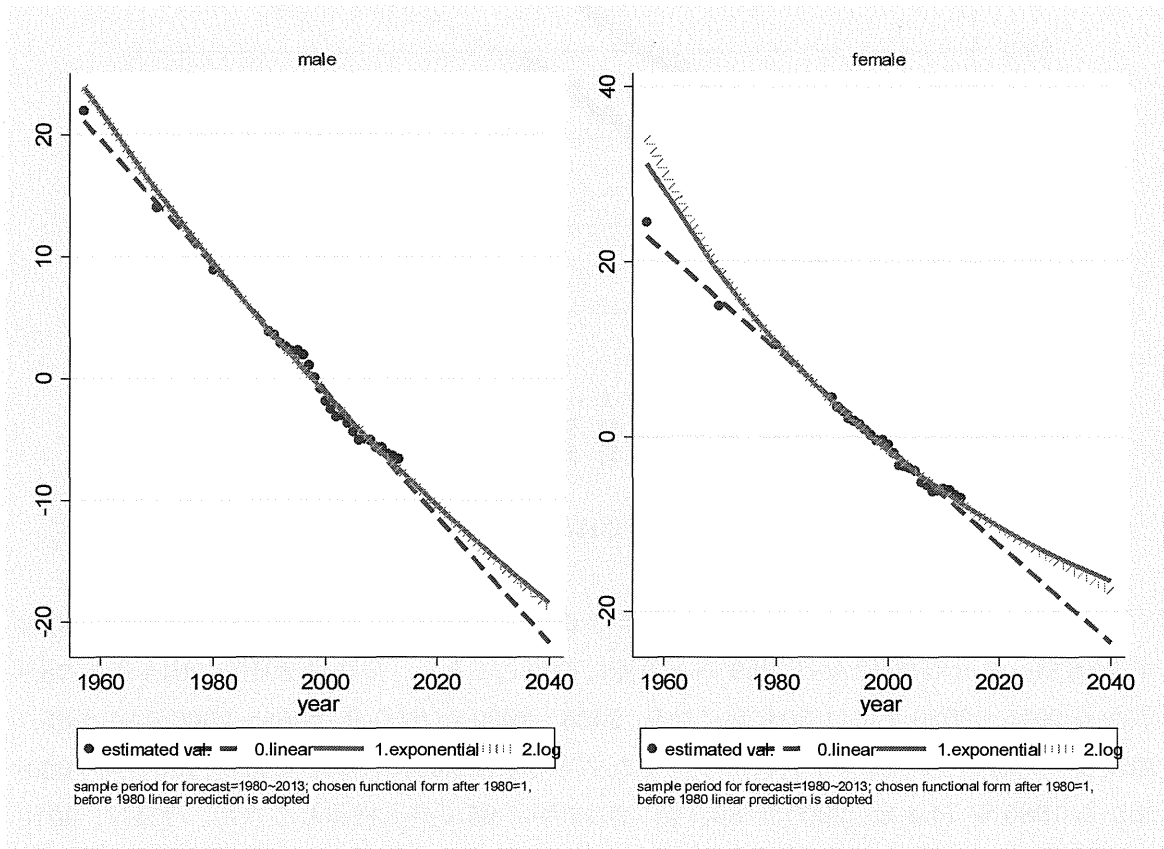


図 2-7 Lee-Carter モデルによって推定された男女別死亡指数と予測値：1957～2040 年

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。

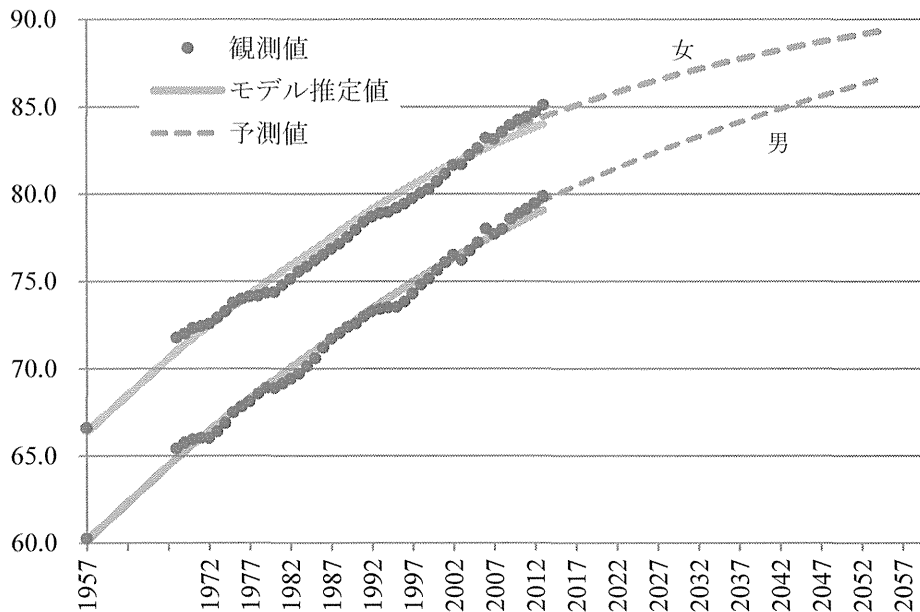


図 2-8 男女別平均寿命の推移：1957～2013 年及び 2010～2015 から 2055～2060 年

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。

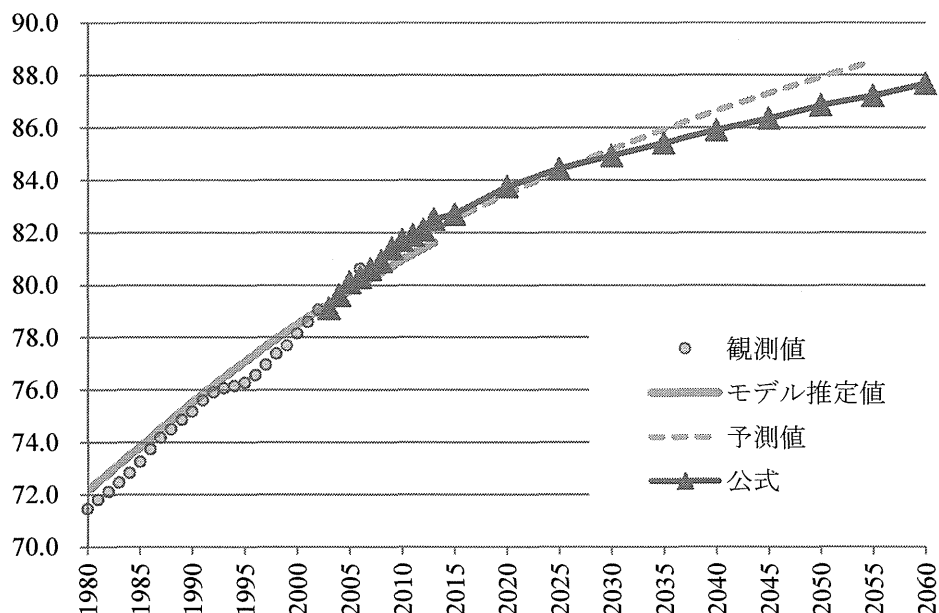


図 2-9 シンガポールにおける平均寿命の推移：  
男女計、1980～2060年及び2010～2015年から2055～2060年

#### 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  $s'_x$  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 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。

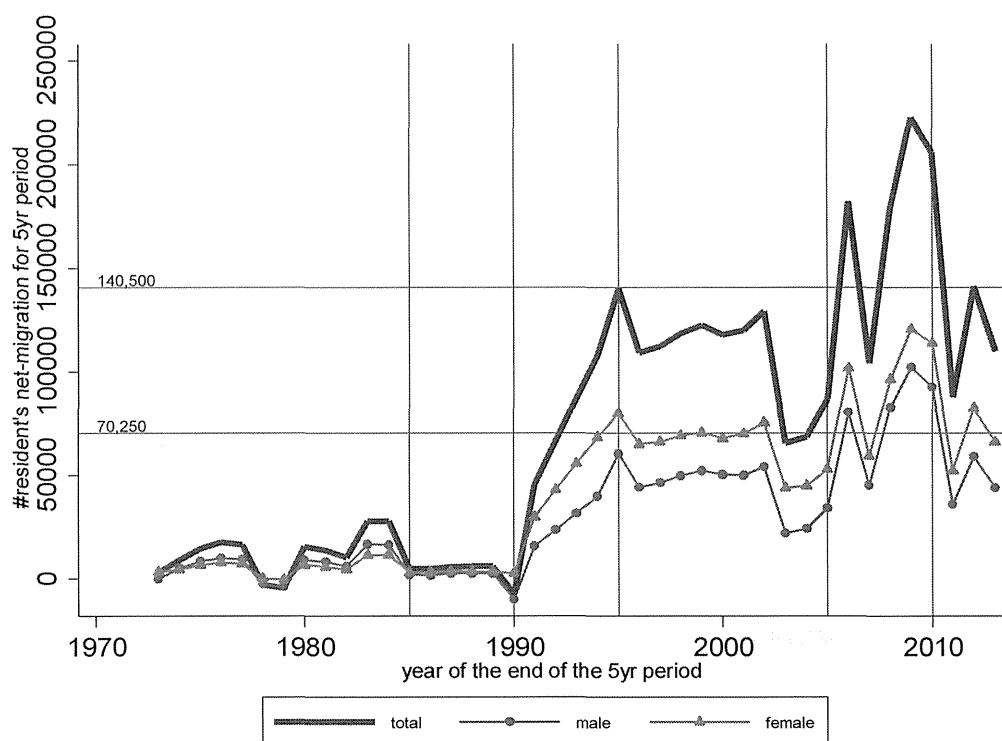


図 2-10 社会増加数の推移：1968～1973 年から 2008～2013 年

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。

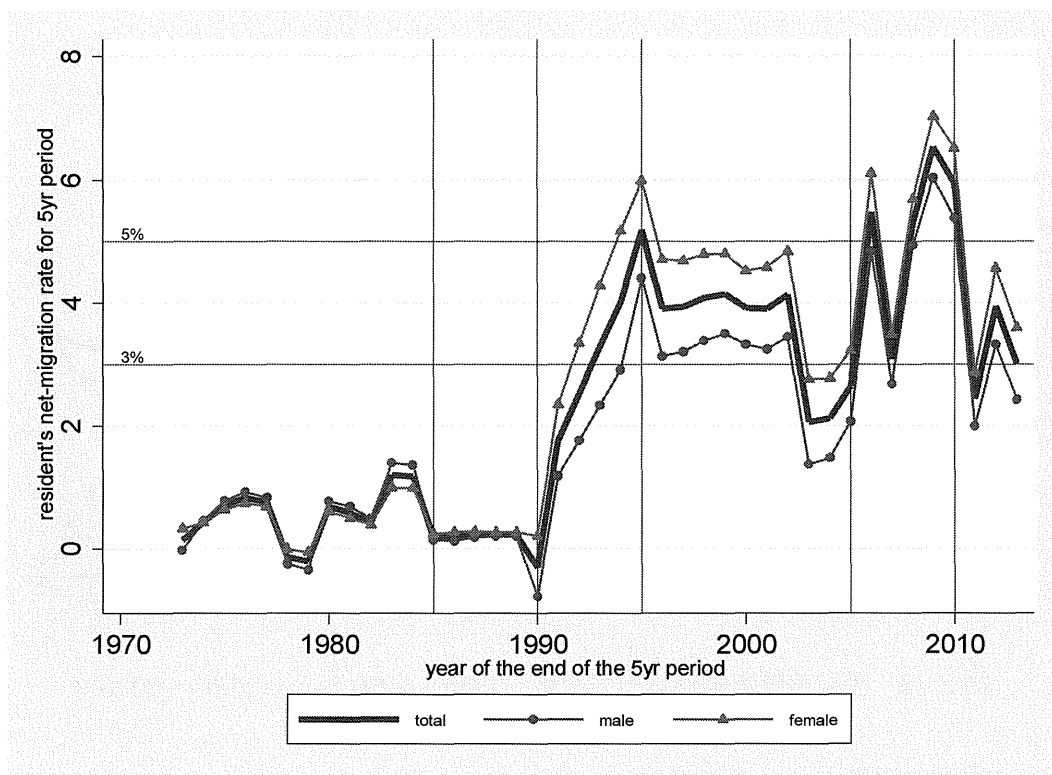


図 2-11 社会増加率 (%) の推移：1968～1973 年から 2008～2013 年

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。

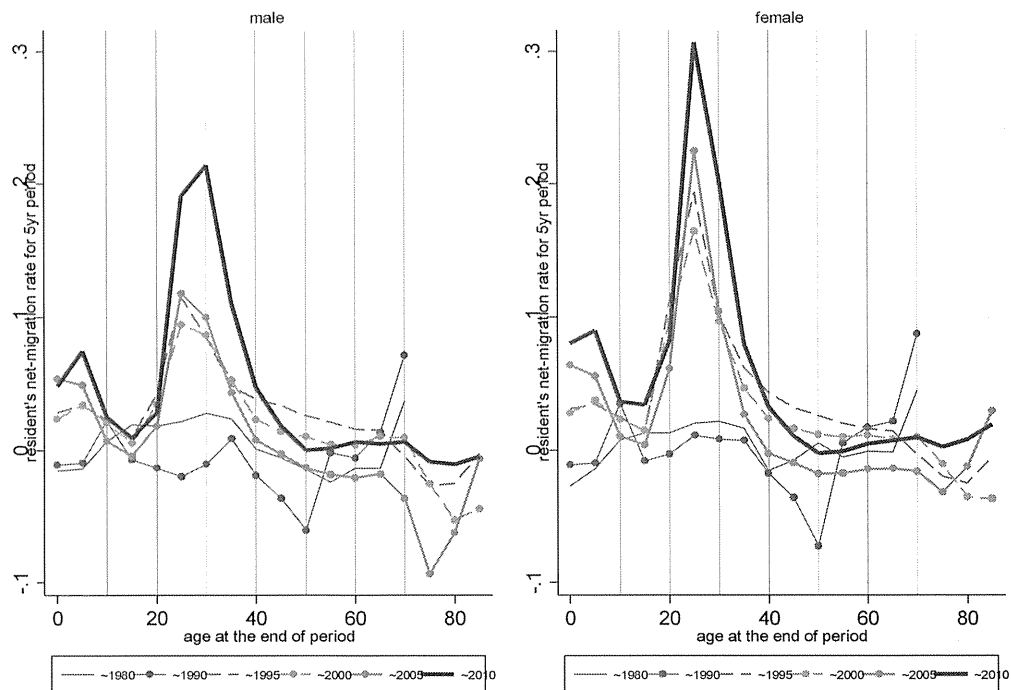


図 2-12 男女年齢別純移動率の推移：1975～1980 年から 2005～2010 年

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。

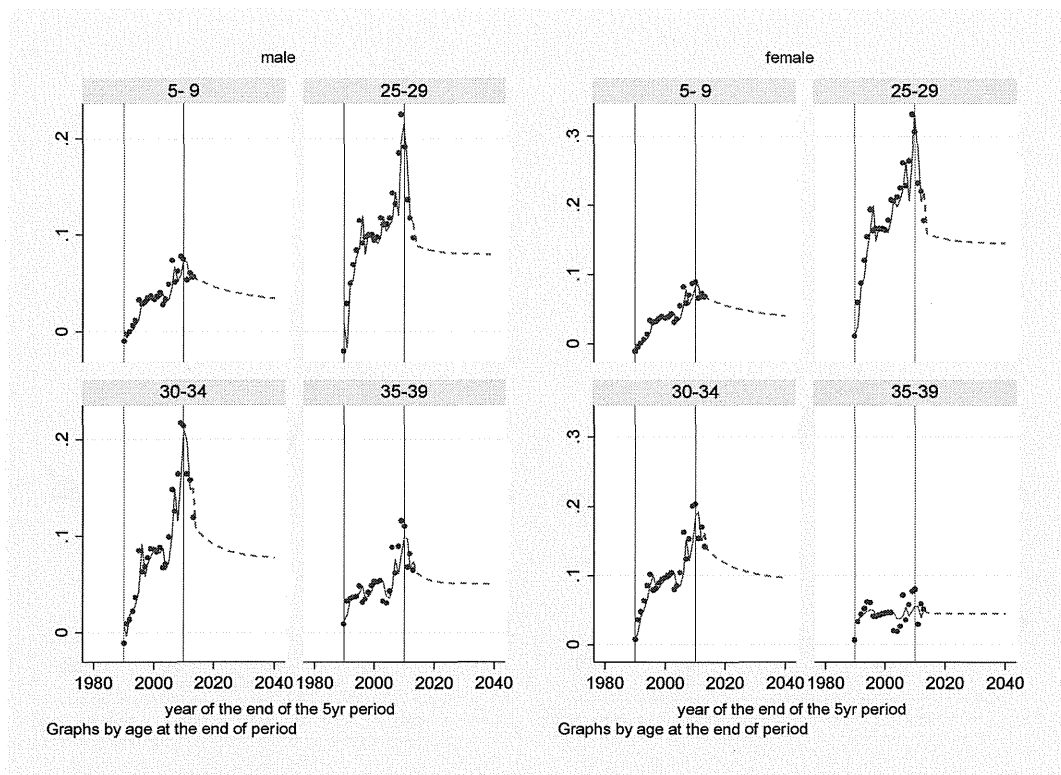


図 2-13 男女年齢別に予測された純移動率の例：2010～2015 年から 2035～2040 年

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。

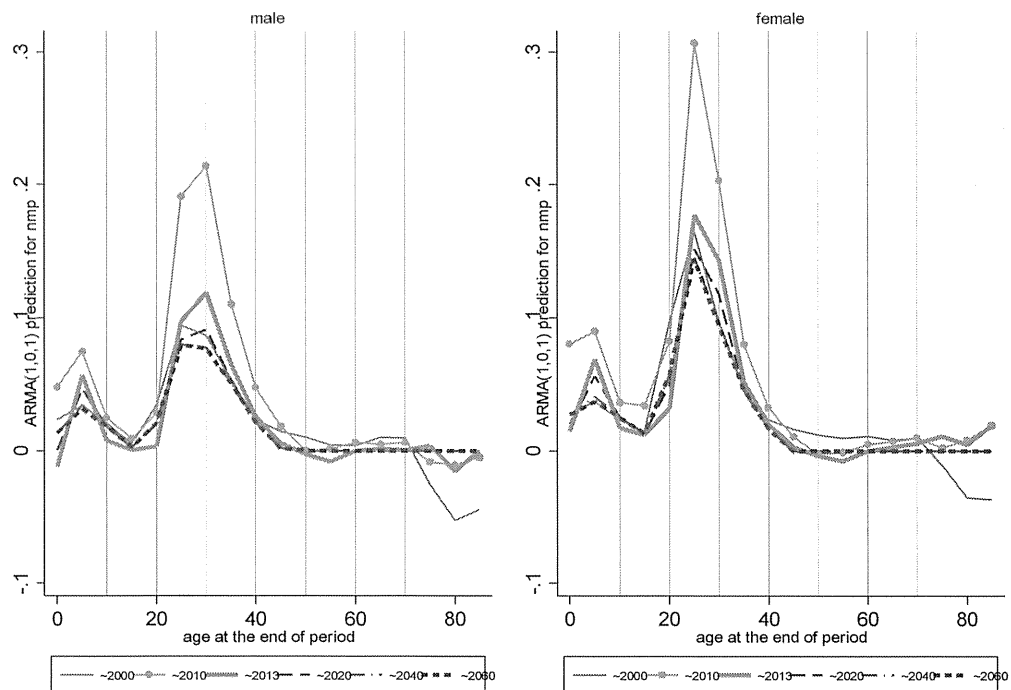


図 2-14 男女年齢別純移動率の推移：1995～2000 年から 2055～2060 年

## 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  ${}_5m'_x$  ではなく転入超過数（男女年齢計）  ${}_5M'_x$  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  ${}_5m'_x$  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  $t-5 \rightarrow t$  年の純移動数  ${}_5\hat{M}'_x$  は[6]式で計算される。

$$\begin{aligned}
{}_5\hat{M}' &= {}_5^m\hat{M}' + {}_5^f\hat{M}' \\
{}_5^m\hat{M}' &= \frac{sr^t}{1+sr^t} \left[ \sum_{x=15-19}^{45-49} \frac{1}{2} \left\{ {}^fP_{x-5}^{t-5} \left( {}^f_5s'_x + {}^f_5m'_x \right) + {}^fP_x^{t-5} \right\} {}_5f'_x \right] \cdot {}_5^m m'_{0-4} + \sum_{x=5-9}^{85+} {}^fP_{x-5}^{t-5} \cdot {}_5^m m'_x \quad \dots[6] \\
{}_5^f\hat{M}' &= \frac{1}{1+sr^t} \left[ \sum_{x=15-19}^{45-49} \frac{1}{2} \left\{ {}^fP_{x-5}^{t-5} \left( {}^f_5s'_x + {}^f_5m'_x \right) + {}^fP_x^{t-5} \right\} {}_5f'_x \right] \cdot {}_5^f m'_{0-4} + \sum_{x=5-9}^{85+} {}^fP_{x-5}^{t-5} \cdot {}_5^f m'_x
\end{aligned}$$

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  ${}_5\tilde{m}'_x$  は、[7]式を満たす。

$$\begin{aligned}
{}_5M'_t &= {}_5^m\tilde{M}'_t + {}_5^f\tilde{M}'_t \\
{}_5^m\tilde{M}'_t &= \frac{sr^t}{1+sr^t} \left[ \sum_{x=15-19}^{45-49} \frac{1}{2} \left\{ {}^fP_{x-5}^{t-5} \left( {}^f_5s'_x + {}^f_5\tilde{m}'_x \right) + {}^fP_x^{t-5} \right\} {}_5f'_x \right] \cdot {}_5^m \tilde{m}'_{0-4} + \sum_{x=5-9}^{85+} {}^mP_{x-5}^{t-5} \cdot {}_5^m \tilde{m}'_x \quad \dots[7] \\
{}_5^f\tilde{M}'_t &= \frac{1}{1+sr^t} \left[ \sum_{x=15-19}^{45-49} \frac{1}{2} \left\{ {}^fP_{x-5}^{t-5} \left( {}^f_5s'_x + {}^f_5\tilde{m}'_x \right) + {}^fP_x^{t-5} \right\} {}_5f'_x \right] \cdot {}_5^f \tilde{m}'_{0-4} + \sum_{x=5-9}^{85+} {}^fP_{x-5}^{t-5} \cdot {}_5^f \tilde{m}'_x
\end{aligned}$$

補正の方法として、 ${}_5\tilde{m}'_x = z^t \cdot {}_5m'_x$  ( $z^t > 0$ ) 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。

$$\begin{aligned}
Az'^2 + Bz^t + C &= 0 \\
A &= \left[ \sum_{x=15-19}^{45-49} \frac{1}{2} {}^fP_{x-5}^{t-5} \cdot {}_5^f m'_x \cdot {}_5f'_x \right] \cdot \left( \frac{sr^t}{1+sr^t} {}_5^m m'_{0-4} + \frac{1}{1+sr^t} {}_5^f m'_{0-4} \right) \\
B &= \left[ \sum_{x=15-19}^{45-49} \frac{1}{2} \left\{ {}^fP_{x-5}^{t-5} \cdot {}^f_5s'_x + {}^fP_x^{t-5} \right\} {}_5f'_x \right] \cdot \left( \frac{sr^t}{1+sr^t} {}_5^m m'_{0-4} + \frac{1}{1+sr^t} {}_5^f m'_{0-4} \right) \quad \dots[8] \\
&\quad + \sum_{x=5-9}^{85+} \left( {}^fP_{x-5}^{t-5} \cdot {}_5^m m'_x + {}^fP_{x-5}^{t-5} \cdot {}_5^f m'_x \right) \\
C &= -{}_5M'_t
\end{aligned}$$

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  $\rightarrow 0 \sim 4$  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 ( ${}_5M'_x > 0$ ) 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  ${}_5m'_x$  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 つの種類の推計 (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。

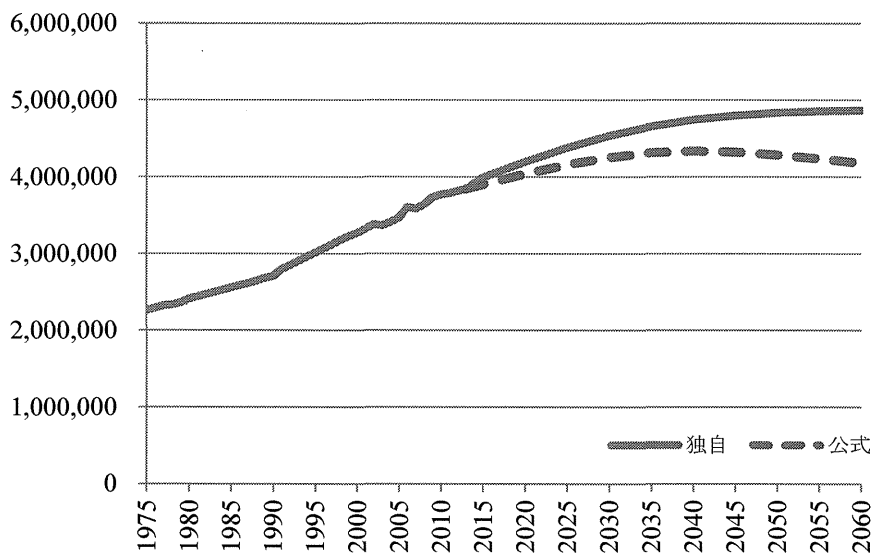


図 3-1 シンガポール在住総人口の推移：1975～2060 年

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 年については 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。

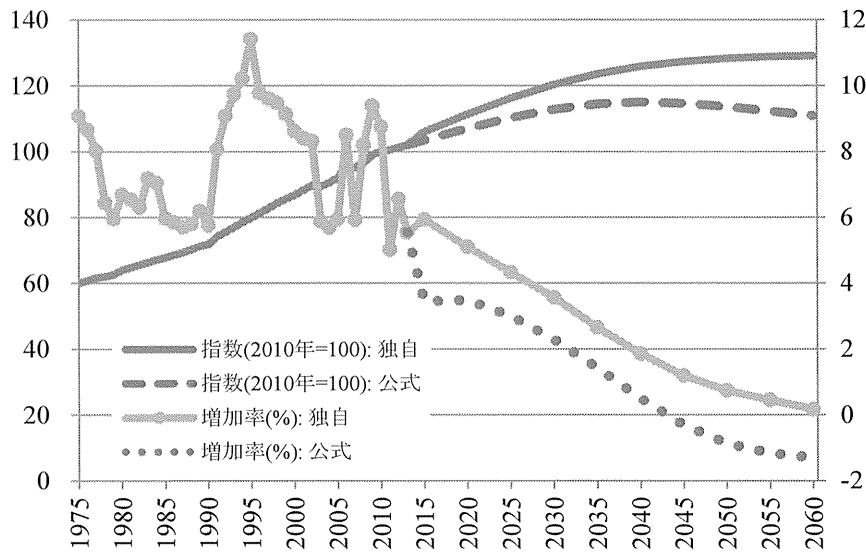


図 3-2 シンガポール在住総人口の指数（2010年=100）と人口増加率(%)の推移：  
1975～2060年及び1970～1975年から2055～2060年

### 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

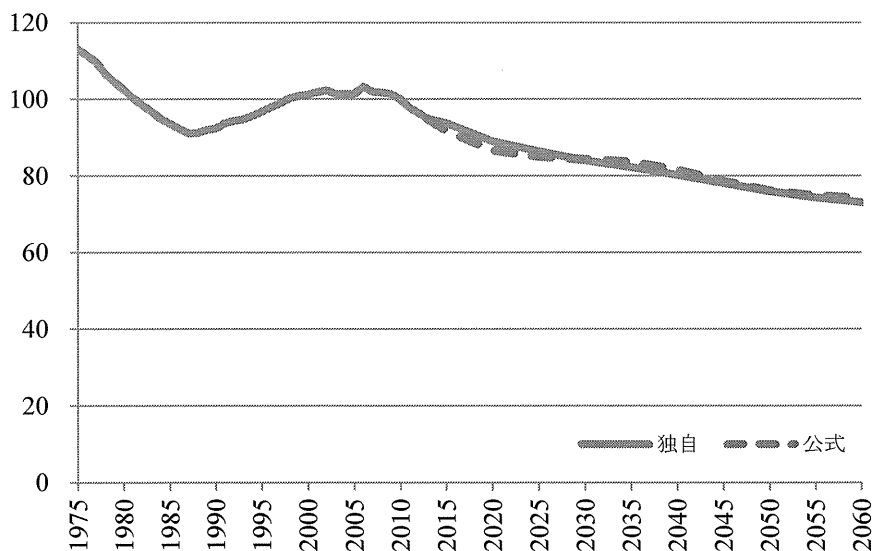


図 3-3 0～19歳人口の指数（2010年=100）：1975～2060年



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。

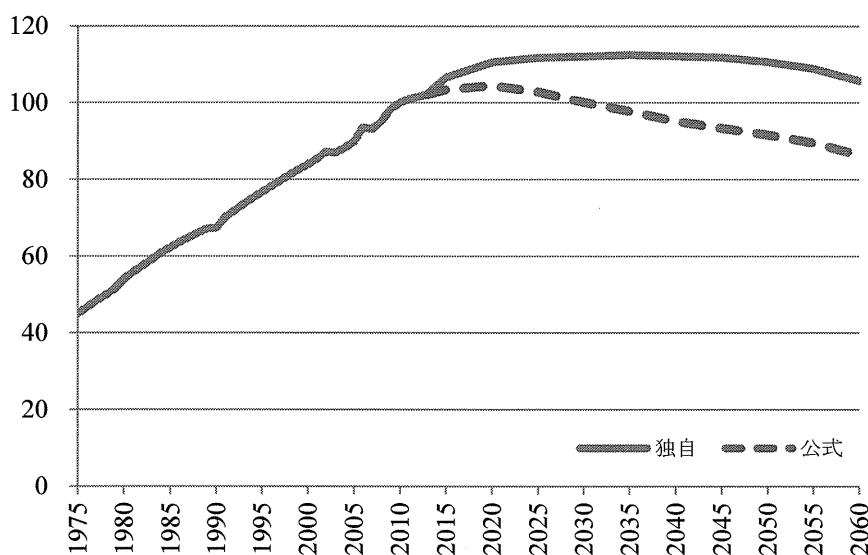


図 3-4 20～64歳人口の指数 (2010年=100) : 1975～2060年

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。

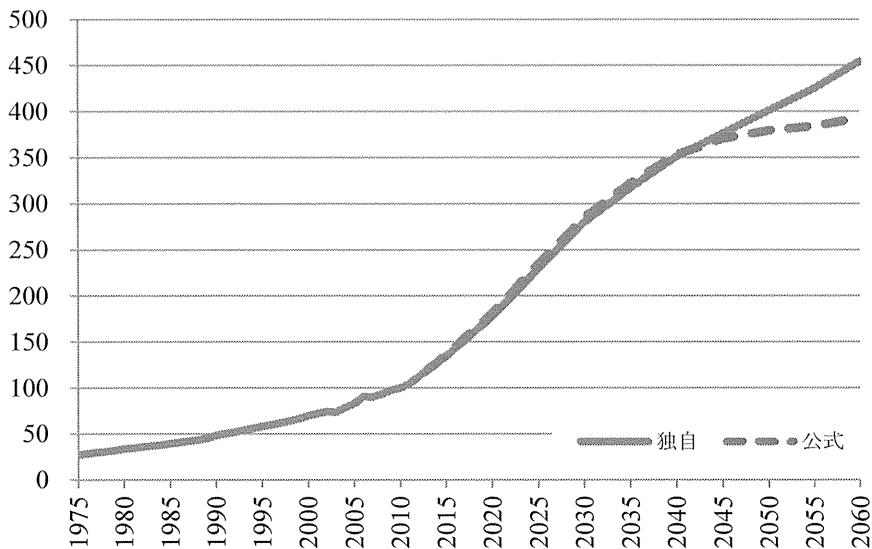


図 3-5 65 歳以上人口の指数 (2010 年=100) : 1975～2060 年

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。

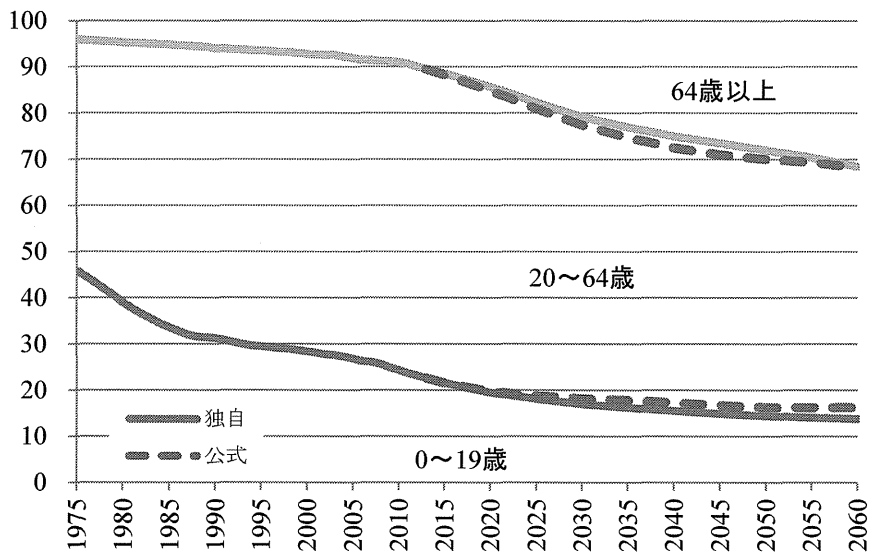


図 3-6 年齢 (3 区分) 人口割合 (%) の推移 : 1975~2060 年

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。

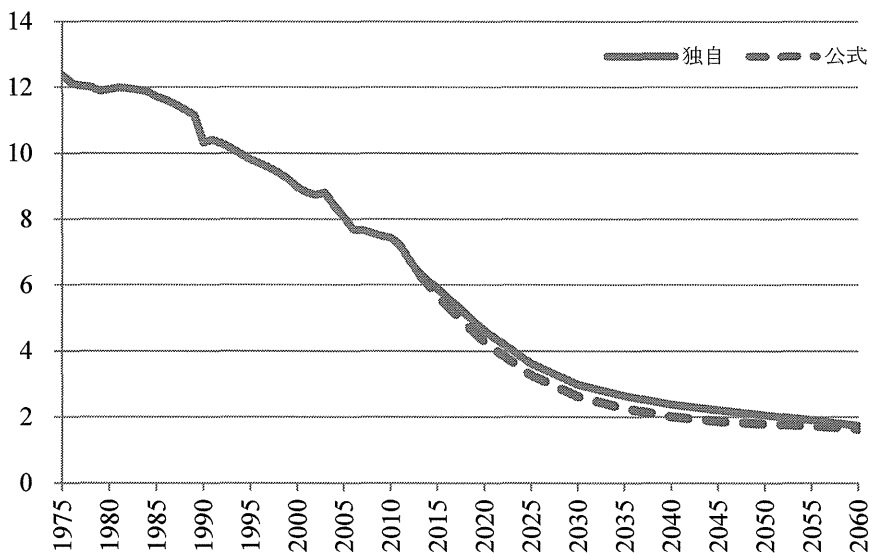


図 3-7 高齢者支援率 (%) の推移 : 1975~2060 年

#### 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

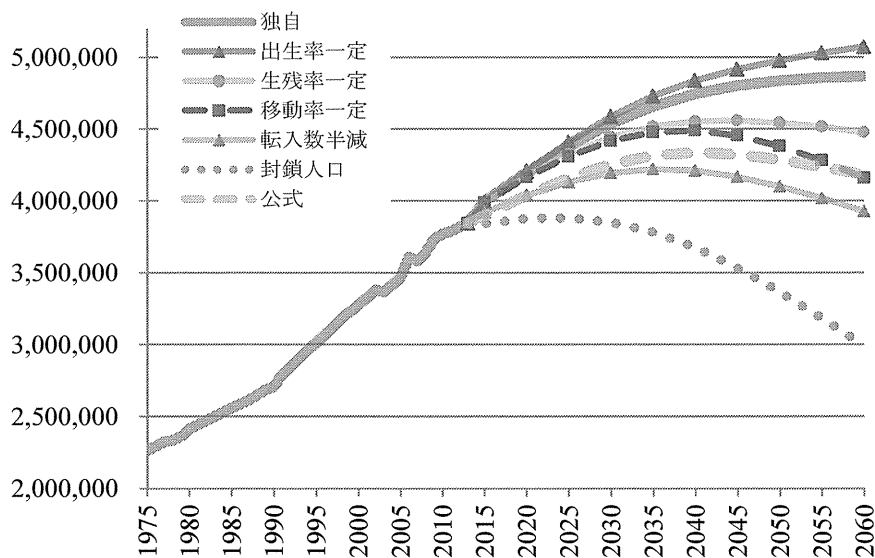


図 4-1 シンガポール在住総人口の推移：1975～2060 年