

## 特集 I : 東アジア, ASEAN 諸国の人口高齢化と人口移動に関する総合的研究

## 期間出生力の生命表分析: シンガポール, 1980~2015年

菅 桂 太

シンガポールの期間出生力の変動は総数では出生関連政策が導入されたタイミングと概ね符合するが, 民族間で大きな差がある. 中国系の人口で出生促進政策の導入タイミングと期間出生力の変動タイミングが符合するのに対し, マレー系では異なる. このような期間出生力変動パターンと政策導入タイミングの関連を検討するため, 1980年から2015年の毎年について初婚と既往出生数の状態に関する多相生命表を構築し, 比較検討した.

その結果, シンガポールでは初婚と既婚出生力の変動パターンに民族間で類似性と異質性があることがわかった. とくに, 2001年以後の積極的な出生促進政策 (Marriage and Parenthood Package) が導入された後の期間においては, 中国系の人口では既婚出生率が上昇し, 結婚力指標も堅調に推移していた. マレー系では2010年までは既婚出生力の低下の背後で結婚力の低下がより急速に進んで来たが, 2010年以後は中国系と同様に既婚出生力が回復していることがわかった.

## I. 課題

シンガポールにおける期間出生力の変動は総数では出生関連政策の変更が行われたタイミングと概ね符号しているが, 民族によって変動パターンは大きく異なりマレー系の変動は政策導入タイミングとは必ずしも一致していない. また, 1987年以後に導入された限定的な出生促進策や2001年以後導入されているより積極的な政策は中国系の人口のカンタムの増加を促す影響を及ぼした可能性がある一方で, マレー系の人口に対する政策効果は限定的であった可能性が指摘されている (Suga 2012). このような期間出生力変動パターンと政策導入タイミングの関連を検討するため, 菅 (2012) は1980年から2010年の毎年について初婚と既往出生数の状態に関する多相生命表を民族別に構築し, 比較検討した. その結果, シンガポールでは初婚と既婚出生力両者の変動パターンが民族間で異なっており, とくに, 2004年以後の積極的な出生促進政策が導入された期間においては, 中国系の人口では既婚出生率が一時的に上昇し, 結婚力指標も堅調に推移しているのに対し, マレー系の人口では既婚出生力の低下の背後で結婚力の低下がより急速に進んでいることを指摘している. シンガポールでは2001年により積極的な出生促進政策である「結婚と家族形成支援パッケージ (Marriage and Parenthood Package)」が導入され, 2004年, 2008年, 2013年, 2015年にこの結婚と家族形成支援パッケージは強化されているが, 合計出生率は2000年代の前半以後1.2程度の水準で停滞している. 本稿では, 菅 (2012) の手法による多相生命表分析を用いて, 分析対象期間を2015年まで延長したうえで, 期間出生力変動に

おける初婚と既婚出生力の寄与を分解し、民族別の期間合計出生率変動のパターンとその背後にある結婚力及び既婚出生力変動を、中国系とマレー系の別に検討することを目的とする。

次項ではシンガポールの出生力分析において利用可能なデータについて、利用にあたっての留意点を含めて紹介する。その後、多相生命表作成のための考え方と民族別の期間出生力変動のパターンを記述するための指標を導入する。そして、これらの指標を用いて中国系とマレー系の別に分析結果を示す。最後にまとめる。なお、多相生命表作成の技術的な方法については補論にまとめて掲げた。本研究は、菅（2012）が基になっており、菅（2017）の分析を改変したものである。

## II. データ

本稿で扱う出生の多相生命表の状態は、[未婚, 既婚×{無子, 1子, 2子, 3子, 4子以上}]とした。出生の生命表分析を行うためには、この状態別人口（状態間遷移確率行列の分母）と初婚・出生順位別出生数（同分子）が不可欠である。これら出生の多相生命表を作成するために必要なデータのうち、シンガポールにおいて利用可能なものを表1に示す。

状態間遷移確率行列を計算する分母については1980年以後のセンサスから配偶関係別女子数と既往出生数別既婚女子数が民族別年齢5歳階級別に利用可能である。このため、ここでは1980年以後を分析対象期間とした。なお、シンガポールでは1990年以後のセンサス

表1 シンガポールの男女年齢（5歳）階級別、民族別の結婚と出生に関する人口学的データ

項目	利用可能な年次	出典
総人口	1968～1990年各年	Yearbook of Statistics Singapore, Singapore Census of Population (1970, '80, '90)
常住人口	1990年以後各年	Yearbook of Statistics Singapore, Singapore Census of Population (1990, 2000, '10), General Household Survey (1995, 2005, '15)
配偶関係別人口	1970, '80, '90, '95, 2000, '05, '10, '15	Singapore Census of Population (1970, '80, '90, 2000, '10), General Household Survey (1995, 2005, '15)
既往出生数別既婚女子人口 <sup>注1</sup>	1980, '90, 2000, '10, '15	Singapore Census of Population (1970, '80, '90, 2000, '10), General Household Survey (2005, '15)
出生順位別出生届出数	1967年以後各年	Report on the Registration of Births and Deaths Statistics <sup>注3</sup>
制度別 <sup>注2</sup> 結婚件数	1957年以後各年	Report on the Registration of Births and Deaths, Marriages and Persons (1957～65), Report on the Registration of Births and Deaths, Marriages and Persons (1966～79), Statistics on Marriages (1980～83), Statistics on Marriages and Divorces (1984～)

※表には1980年以降継続して利用可能なものを示す。

注1) 1970年については、男女年齢5歳階級別と民族別年齢10歳階級別に得られる。

注2) 女性憲章 (Women's Charter) とイスラム法 (Muslim) の別。初婚件数については、男女年齢5歳階級別、制度別に得られるが、年齢別民族別には得られない。

注3) 1979年以前は報告書のタイトルが若干異なる。

のほとんどがシンガポール在住者（シンガポール市民及び永住権保有者）を対象としており、既往出生数別既婚女子数も在住人口のものである。また、分母に関わりのある女子人口は毎年6月末の推計人口が利用可能であるが、1990年以後は在住人口を対象とした推計になっている。

状態間遷移確率行列の分子のうち、まず出生数については人口動態統計から母の年齢5歳階級別民族別の出生順位別出生数が1980年以後毎年利用可能である。シンガポールの婚外出生数（ひとり親の出生数）が全出生に占める割合は、統計が利用可能な1996年0.9%から2010年の1.5%へ微増しているものの（2015年は1.0%）、同期間の日本の1.3~2.3%と比べても低い水準にあり婚外出生の存在は無視して差し支えないだろう。しかしながら、この出生数はシンガポール在住者以外の出生も含むことに留意が必要である。外国人の出生数が全出生数に占める割合は1980年から1996年までは4%未満であったが、2001年から2006年は5%台、2007年に6%を超えると2010年は7.5%、2013~2015年は10.1~10.3%になっており、近年急速に増加している。一方、シンガポール在住者の出生数のみを用いて算出された公式の合計出生率と本稿で利用する外国人の出生も含むシンガポールにおける総出生数に基づく合計出生率を比較すると、1980~2015年の差の平均は0.08（最大は2015年の0.18）で、外国人の出生の増加を受けこの差は増加傾向にあるものの、両者の時系列相関係数は0.9926であり変動パターンは十分に把握できると考えられる。さらに、民族別にみると、1980~2015年の公式の合計出生率と外国人の出生も含む合計出生率の差は中国系で平均0.03（最大0.05）、マレー系で平均0.04（最大0.10）であり、時系列相関係数は中国系の0.9990とマレー系の0.9973である。シンガポールにおける主要民族以外の「その他」の民族に、外国人の出生は相対的に多いと考えられる。したがって、外国人の出生数が状態間遷移確率の分子のみに含まれるという不整合の問題は民族別にみればそれほど深刻ではないと考えられる。

分子のうち初婚については、年齢5歳階級別初婚件数は結婚制度別には得られるが、年齢5歳階級別民族別には得られない。シンガポールにおける結婚制度は女性憲章（Women's Charter）とイスラム法（Muslim）にわかれており、2015年では全婚姻の80%が女性憲章であり、女性憲章で婚姻した妻の77%が中国系であった（女性憲章で婚姻した妻の72%は中国系で夫も中国系、5%は中国系で夫は中国系以外）。20%を占めるイスラム法については妻の73%がマレー系である（イスラム法で婚姻した妻の58%はマレー系で夫もマレー系、15%はマレー系で夫はマレー系以外）。ここでは、年齢別の制度別婚姻件数に占める初婚の割合と制度別民族別結婚の年齢割合が独立であると仮定して推計した年齢別民族別の初婚件数を用いる。ただし、この婚姻件数はシンガポール在住者以外の婚姻も含むものである。外国人の婚姻数が全婚姻数に占める割合は1985年の1.4%から2000年までは3%未満であったが、2001~2007年は2.8~3.7%、2008年に4.5%、2009年に5.6%、2010年6.1%、2011年7.0%、2012~2015年は7.6~8.4%になっており、近年急速に増加していることに留意する必要がある。しかしながら、出生の場合と同様に、外国人の婚姻は「その他」の民族に相対的に多いと考えられるため、外国人の婚姻数が状態間遷移確

率の分子のみに含まれるという不整合の問題は民族別にみればそれほど深刻ではないだろう。

なお、配偶関係別人口や既往出生数別既婚女子人口はセンサスによる場合でも、人口の基本属性以外を調べるサンプル調査（1970年約10%サンプル，1980年と2000年約20%，2005年約10%，2010年約20%，2015年約3%）である。このため、既婚率が極端に低い15-19歳階級（1980年の既婚者は3,243人で年央人口の約2%，2010年は552人で0.4%）では標本誤差によって安定的なハザードの推定が困難である。実際、2010年の15-19歳の出生数は641で、年央の既婚者数552を上回り既婚ハザードが定義できない。ここでは20歳時の状態を基数（radix）として20歳から49歳の多相生命表を作成した。具体的には、人口センサス実施年については15-19歳と20-24歳の状態分布の平均、その他の年次については年齢別に線型補完した状態分布の平均を基数として用いた。

### Ⅲ. 出生の多相生命表の作成

シンガポールにおける出生促進政策の実施タイミング（1983～1986年の優性政策期，1987～2003年の段階的出生促進政策期，2004年以後のより積極的な出生促進政策期）と期間出生力変動を対応させ、かつ中国系の期間出生力変動に対する陰暦の寅年（子どもに縁起の悪い年：1974年，1986年，1998年，2010年）や辰年（縁起のよい年：1976年，1988年，2000年，2012年）の影響を分析するには、人口センサス実施年だけでなくその間の年についても毎年の生命表を作成し検討する必要がある。このためには、センサスの中間年では分母に用いる既往出生数分布がデータとして観測されないことが問題となる。ここでは、毎年の人口と分子の初婚・出生数が観測されることを利用して、たとえば1980年のパリティ分布と初婚・出生ハザードから1981年のパリティ分布を推定するというように、生命表の作成と同時に毎年のパリティ分布を逐次モデル推定する。このようなモデル分析の一つの利点としてシミュレーションが可能になるということがあげられる。本稿では[1]民族別初婚ハザードを1980年の水準に固定した場合と、[2]民族別既婚出生力を1980年水準に固定した場合を検討する。作成方法の詳細は稿末に付し、ここでは概略を述べる。

本稿の多相生命表の状態は、[未婚，既婚×{無子，1子，2子，3子，4子以上}]（以下，状態1～状態6）であり、人口センサスによる20歳期首の状態分布を初期状態とする。各年の多相生命表は Palloni（2001）による標準的な手法で作成した。多相生命表を構築するには当該1年間の年央人口に対する初婚・パリティ別既婚出生ハザードがあればよい。ハザードは初婚数とパリティ別出生数をそれぞれ状態1～状態5の年央人口で除すことで得られる。分子の初婚・パリティ別出生数及び女子人口は毎年観測されるので、結局毎年の状態分布があればよい。

ところで、 $x \sim x+4$ 歳の初婚・パリティ別既婚出生ハザードとは、（年央の満年齢  $x \sim x+4$ 歳人口に対し）期首  $x \sim x+4$ 歳の状態  $i$ の人口が期末  $x+1 \sim x+5$ 歳の状態  $j$ へ異動する確率を与える。そこで、1980年センサスの  $x \sim x+4$ 歳のパリティ分布に1980年のデータ

から観測される初婚・パリティ別既婚出生ハザードを適用することで、1981年の年央の  $x+1 \sim x+5$  歳のパリティ分布を推計し、これを  $x \sim x+4$  歳に組み替えることを考える。1980年の年央から1981年の年央への遷移を推定する際、厳密には1980年と1981年の初婚・パリティ別既婚出生ハザードが必要であり、この推定は誤差を生じる。そこで、毎年の推定値に誤差項を加えつつ、1980年を基準に次のセンサス（1990年）時の状態分布推定値を得たら、新しいセンサスにおける状態分布に合致するよう誤差の平均を補正する。より具体的には、誤差の平均（補正項）について0を初期値として、1980年の状態分布から1990年の状態分布推定値を逐次求め、1990年センサスの状態分布の対数オッズ変換値と状態分布推定値（補正項の関数）の対数オッズ変換値の残差二乗和を最小化するよう収束計算を行った。最後にこのように求めた補正項を適用して1980年の状態分布から1990年の状態分布を逐次解く。

その他の期間（1990～2000年、2000～2005年、2005～2010年、2010～2015年）の状態分布についても、期首年のセンサスによる状態分布を基に期末まで同様に状態分布を推定した。

毎年の状態分布があれば、初婚・パリティ別出生数及び女子人口から初婚・パリティ別既婚出生ハザードが計算でき、初婚と既往出生数の状態に関する多相生命表を作成することができる。作成した多相生命表関数  ${}^i l_x^i$ （20歳時状態別女子1,000人あたり  $[x, x+1]$  歳区間の期首の状態が  $i$  の人の数）を用いて、期間出生表の50歳時未婚率や完結出生力（PAP）、既婚完結出生力（MPAP）に対応する次の指標を算出し検討する。なお、出生表の完結出生力指標については、本稿でも Suzuki（2007）、鈴木（2012）にならい PAP（Period Average Parity）と呼ぶ。

$$PNM（50歳時未婚率） = {}^1 l_{50}^1 / 1000$$

$$\text{状態 } i \text{ の } PAP_i \text{（パリティ別完結出生力）} = (i-2) {}^i l_{50}^i$$

$$PAP \text{（完結出生力）} = \sum_{i=3}^6 (i-2) {}^i l_{50}^i / \sum_{i=1}^6 {}^i l_{50}^i$$

$$MPAP \text{（既婚完結出生力）} = \sum_{i=3}^6 (i-2) {}^i l_{50}^i / \sum_{i=2}^6 {}^i l_{50}^i$$

$$\text{状態 } 1 \text{ の平均人年（平均初婚年齢 SMAM）} = \sum_{x=20}^{49} (19 + {}^1 l_x^1 - 50 {}^1 l_{50}^1) / (1 - {}^1 l_{50}^1)$$

状態 1～2 の平均人年（平均第 1 子出生年齢 Singulate Mean Age at 1<sup>st</sup> Childbirth）

$$= \sum_{x=20}^{49} (19 + {}^1 l_x^1 + {}^2 l_x^2 - 50 ({}^1 l_{50}^1 + {}^2 l_{50}^2)) / (1 - {}^1 l_{50}^1 - {}^2 l_{50}^2)$$

## IV. 分析結果

### 1. シンガポールにおける PAP, PNM, MPAP の推移：1980～2015年

分析対象期間である1980～2015年の TFR と PAP の推移を図1に示した。

総数（実線）では TFR と PAP の差の最大値は0.22（1981年）、平均0.09、時系列相関係数は0.9800である。政策実施タイミングとの関連でも中国系の PAP は1986年まで低下したのに対し、限定的な出生促進策が導入された1987年以後反転し、2004年以後より積極的な出生促進政策が導入された後の期間では低下のペースが緩やかになる等の TFR に観察された変動パターンが PAP でも見られる。マレー系の PAP についても1986年から1990年にかけて急上昇し、以後緩やかに低下、2000年以後は急速に低下しているという変動パターンはおおむね TFR と同じである。

図1 民族別 TFR と PAP の推移：シンガポール，1980～2015年

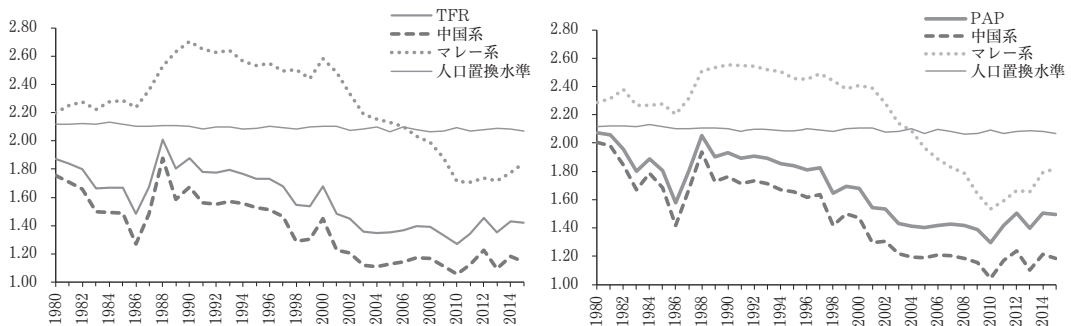
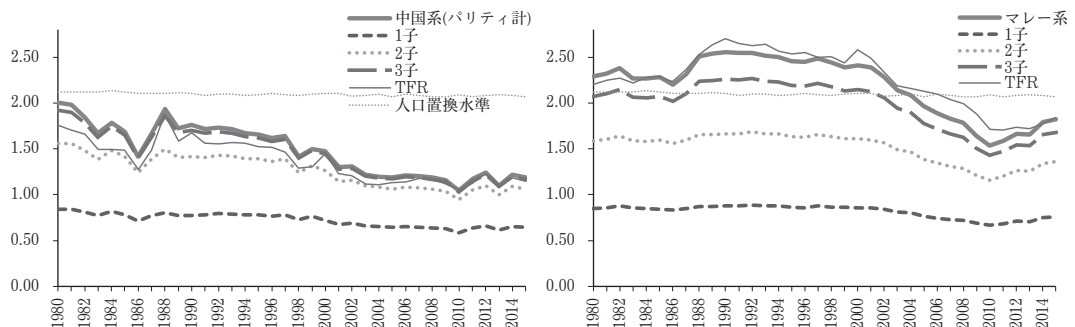


図2はパリティ別 PAP を第1子，第2子，第3子，第4子以上の順に下から積み上げたものである。長破線（第3子までの積み上げ）と実線（全順位の積み上げ）の距離が第4子以上の PAP に対応する。図2から中国系の1987年以後の PAP の反転は第2子と第3子及び第4子以上の高次パリティの変化に起因しており、その後の緩やかな低下について

図2 民族別パリティ累積 PAP：1980～2015年



でも第2子と第3子以上の低下の寄与が大きい、1990年代後半以後は第1子の低下もみられる。マレー系についても同様で1980年代の大きな変化は第3子以上の高次パリティの寄与が大きく、その後1990年代以後のPAPの変動には第2子と第3子以上の寄与が大きいものの、2000年代後半以後には第1子の変動もみられる。

次に、図3には50歳時未婚率、図4では既婚完結出生力(MPAP)を民族別に見た。

中国系の人口では1986年寅年まで50歳時未婚率が上昇し1988年辰年にかけて低下、その後1990年代は低調に推移するが、1997年から1998年寅年と1999年から2000年辰年にかけて急上昇し、2009年から2010年寅年に再び急上昇している。マレー系の50歳時未婚率については、1982年から1984年にかけて上昇したあと、1980年代後半から1990年代はほぼ一定で推移し、2004年から2010年にかけて急上昇したが、2010～2015年は低下していることがわかる。MPAPについては、PAPの変動パターンと概ね同様に推移してきた。中国系では1980年の2.23から1986年寅年の1.77まで低下し、1988年辰年の2.23へ上昇、1990年以後緩やかに低下し、2005年には1.47まで低下、2008年1.50へ回復するが2010年寅年は1.39であった。その後、2012年辰年に1.54へ上昇するも、2015年は1.48であった。一方、マレー系では、1980年の2.40から1986年2.36まで同水準を推移し、1990年の2.73へ急上昇すると以後緩やかに低下し2001年の2.56からは急速に低下し2007年に人口置換水準に達し2010年1.88となった。その後、マレー系のMPAPは反転し、2015年は2.07であった。

民族格差に着目すると、中国系の人口では、1986年と1998年、2010年の寅年に50歳時未婚率の上昇とMPAPの低下が見られ、1988年の辰年は50歳時未婚率の低下とMPAPの上昇、2000年と2012年の辰年はMPAPと50歳時未婚率の上昇があり、寅年と辰年の影響がある。このほかでは1990年代の50歳時未婚率の水準に対し、2001年以後の50歳時未婚率の水準は高いという不連続な変化があるのに対し、1990年代以後のMPAPは相対的にスムーズに低下しており、2004年からは低下が緩やかになるという変化があった。一方、マレー系では2004年から2010年まで50歳時未婚率が急速に上昇して、MPAPも2000年代に顕著に低下したのに対し、2010～2015年の50歳時未婚率は低下、MPAPは上昇している。

図3 民族別50歳時未婚率：1980～2015年



図4 民族別MPAPの推移：1980～2015

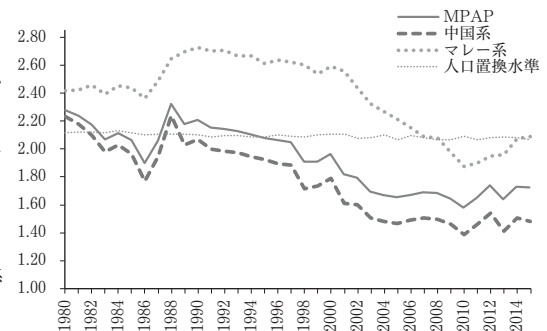
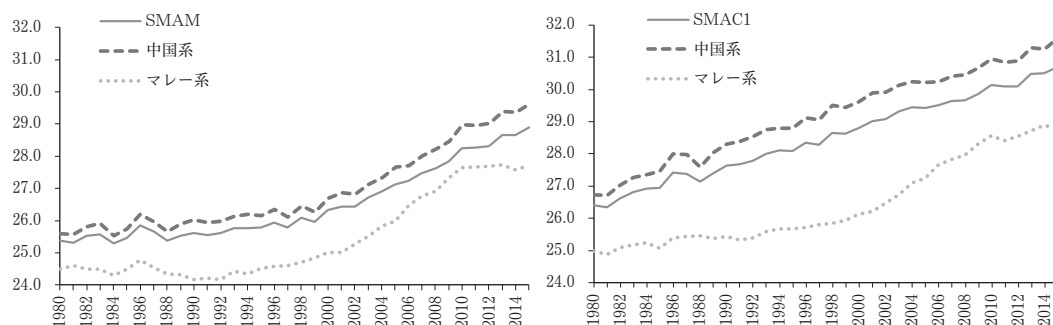


図5では20～50歳の中の初婚と出生のタイミングの変化を見た。図5左が平均初婚年齢(SMAM)、図5右が平均第1子出生年齢(SMAC1)の民族別推移である。

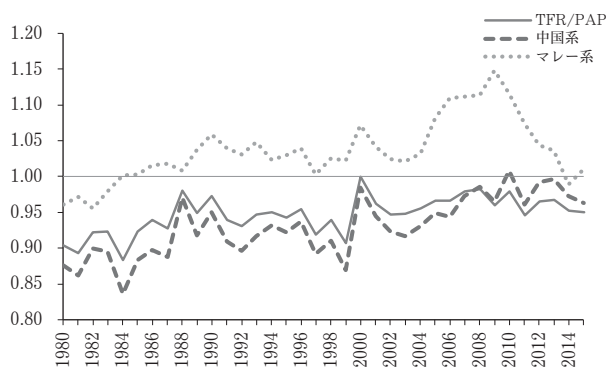
まずSMAMについては、中国系では寅年と辰年の上下動を余所にすると、1988年の25.7歳から緩やかに上昇を開始し、1999年に26.3歳になると、2000年代以後は晩婚化が加速している。一方、マレー系では1984年と1986年に上下するが1980年の24.5歳から1992年の24.2歳にかけてわずかに低下した後、上昇を開始して2001年に25.0歳になると晩婚化のペースは加速し、2010年の27.6歳まで中国系を凌駕する急速な晩婚化があった。2010～2015年の直近では、中国系では晩婚化は継続しているが、マレー系のSMAMはほとんど変化していない。SMAC1についても、中国系ではほぼ一貫して上昇しているが、マレー系では1980年代から1990年代後半までは晩産化は非常に緩やかで、2000年代以後は急速に上昇しおおむね一貫して晩産化が進んでいることがわかる。

図5 民族別のSMAMとSMAC1の推移：1980～2015年



このような変化が図1のTFRとPAPの差の背後にはある。図6はPAPに対するTFRの比を見たものである。

図6 民族別PAPに対するTFRの比の推移：1980～2015年





出生の生命表から計算される PAP は、20歳状態分布を所与として当該期間の状態間遷移確率から高年齢の状態分布が算出されるという点が、前年以前のコーホートの出生行動の結果による高年齢の状態分布が反映される TFR と異なる。晩婚化・50歳時未婚率上昇と晩産化・無子化が進む過程において、高年齢層（年長コーホート）において当該期間に観察される状態分布は当該期間の状態間遷移確率から算出される出生表の状態分布より低次パリティが少なく、高次パリティに偏りやすい（パリティ分布効果 Parity distribution / composition effect, Kohler-Ortega 2002, 2004）。年齢別人口を分母にする出生率はハザードと状態分布の積であらわされるが、低次パリティでは観察される状態分布の方が出生表のものより小さくなることから、観察される出生率は出生表の（女子1人あたり）出生数より小さくなる<sup>1)</sup>。出生ハザードは普通パリティが進むほど小さくなるので、パリティ合計の TFR は PAP より小さくなりやすい。

図6において中国系の比は1を下回っているが、1980～2015年の期間を通した全般的な傾向としては、PAP に対する TFR の比は最近ほど大きくなっている。なかでも1984年から1986年もしくは1988年にかけて上昇、1988年から1990年代は緩やかに低下、1999年から2000年にかけて大きく上昇し、2000年代前半に低下したあと2000年代後半は緩やかに上昇し、2009年から2010年にかけて再上昇している。マレー系の比は1980年から1990年にかけて上昇したあと、1990年代は緩やかに低下し、2003年頃までと比べて晩婚化と晩産化が加速した2004年以後急速に上昇、2009年をピークに晩婚化・晩産化の傾向が反転した2010年以後低下している。このように PAP の TFR に対する比は50歳時未婚率や SMAM の動きと概ね符合しており、これまで図2～図5でみた変動パターンは大きな行動変化であることがうかがわれる。なお、単純化した想定のもとでは晩産化・少産化が進むとき TFR が PAP を超えることはないとされるが（Suzuki 2007）、マレー系の比が1を超えるのには、ここでの PAP の計算で既婚×4子以上の分布に用いるウェイトに4を用いているため PAP が過小であることの影響がある<sup>2)</sup>。2000年代ではマレー系では第3子以上の出生率が低下するなかで図6の比は大きく上昇しており、2010年以後は第2子以上の出生率が上昇するなかで図6の比は急速に低下していることになる。

1) 観察される出生率は出生ハザード×観察される状態分布を女子人口で除したもの、出生表の女子1人あたり出生数は出生ハザード×出生表の状態分布を基数で除したものである。

2) PAP は  $({}^3l_{50}^3 + 2 {}^4l_{50}^4 + 3 {}^5l_{50}^5 + 4 {}^6l_{50}^6)$  で計算される。仮に状態分布を既婚・4子あり（状態6）と既婚・5子以上あり（状態7）を区別することができるなら、 $({}^3l_{50}^3 + 2 {}^4l_{50}^4 + 3 {}^5l_{50}^5 + 4 ({}^6l_{50}^6 + {}^7l_{50}^7) + {}^7l_{50}^7)$  となる。前者は後者に比べ既婚・5子以上ありの分だけ小さい。一方、TFR の分子には第5子以上の出生数も含まれているため、ここでの PAP は TFR と比べて第5子以上にまとめた分  $(\sum_{i \geq 7} i l_{50}^i)$  だけ過小である。1980～2015年の第5子以上の合計出生率  $TFR_{5+}$  を民族別にみると、中国系では1980～1982年に2～4%、1983～1990年は1～2%、その後1%未満だが、マレー系では1980～1982年に21～22%、1984年以後10～14%の範囲で推移している。マレー系の結婚力・出生力は1980年から2000年頃までは目立って低下しておらず（図1～5）、この間に深刻なパリティ分布効果が発生したとは限らないものの、第5子以上の状態分布を適切に取り扱うことができるなら、図6の比（ $TFR/PAP$ ）の平均的な水準のマレー系と中国系の差は縮小するものと考えられる。

## 2. 結婚力と既婚出生力の PAP への寄与

結婚力と既婚出生力の PAP への寄与をみるため、前項の出生表を作成する際に、[1] 民族別初婚ハザードを1980年水準に固定する場合と、[2] 民族別既婚出生力（状態3以上への遷移確率）を1980年水準に固定する場合のそれぞれについて仮想的な出生表を作成した。[1]は初婚ハザードの変化の影響を除去した既婚出生力のみの時系列変動を示し、[2]は既婚出生力の低下を除去した結婚力のみによる時系列変動となる。中国系とマレー系の別に PAP, PNM, MPAP をみたのが図7から図9である。

なお、図中の実線は前項で検討した実績値、仮想的な出生表による[1]を角破線（初婚ハザード一定）、[2]を丸破線（出生ハザード一定）で示す。図8の PNM においては、[1]は1980年水準の50歳時未婚率で概ね一定（20歳時未婚率の上昇分のみ変化）となり、[2]は実績に合致する。一方、図9の MPAP については、[2]のケースで既婚出生ハザードを固定する場合でも初婚ハザードの変化によって MPAP は変化する。これは、未婚率が上昇すると（結婚のタイミングが遅くなると）、より高次のパリティに進まなくなるため出生数が低下するという影響（出生の加齢効果 Fertility ageing effect, Kohler-Ortega 2004, 岩澤・金子 2013）による<sup>3)</sup>。なお、水平線は1980年水準であり、水平線から[1]の初婚ハザードを固定した場合と[2]の出生ハザードを固定した場合の仮想的な変動への差は、それぞれ1980年水準と比べて既婚出生力[1]と結婚力[2]が低下したことによる PAP や MPAP の低下幅を表す。

図7から中国系については2000年代までは[2]の出生ハザードを固定（既婚出生力の低下の影響を除去）した場合の方が[1]の初婚ハザードを固定（結婚力の低下の影響を除去）した場合より総じて大きく、既婚出生力の低下の影響が大きかったことがわかる。ただし、[1]の初婚ハザードを1980年水準に固定した仮想的な PAP は2004年以後急速に、既婚出生ハザードを固定する[2]に接近している。2004年以後の期間では、晩婚化・未婚化が PAP を低下させており、仮に晩婚化・未婚化がなかったとした場合[2]の PAP はゆるやかに上昇している。2009年に結婚力の低下と既婚出生力の低下が PAP を低下させる影響はほぼ同程度の水準になり、2010年以後は結婚力の低下の方が既婚出生力の低下より PAP を大きく低下させている。図9をみると、既婚出生ハザードが一定であったとしても、晩婚化・未婚化によって MPAP は1999年の2.17から2015年の1.79へ低下していた。仮に、初婚ハザードが1980年水準でこの間の結婚力の低下がない場合[1]、2015年の MPAP は実績の1.48に対し1.88へ上昇する。

マレー系については、1980年代後半以後おおむね一貫して[2]の既婚出生力の低下の影響を除去した場合の方が[1]の結婚力低下の影響を除去した場合より低い。ただし、マレー系では先に検討したように2000年代前半までは結婚力の低下はほとんど起こっておらず、2000年代前半まで[1]の晩婚化・未婚化がなかった場合の PAP は1990年代を通して緩やかに低下するものの置換水準を上回る一方で、2000年代前半からは[2]の既婚出生力の低

3) なお、西欧における超低出生研究に極めて大きな影響のあった Kohler-Billari-Ortega (2002) は、この出生の加齢効果のことを出生遅延とカンタムの相互作用 (Postponement-quantum interaction) と呼んでいる。

図7 民族別 PAP 実績と仮想 PAP の推移：1980～2015年

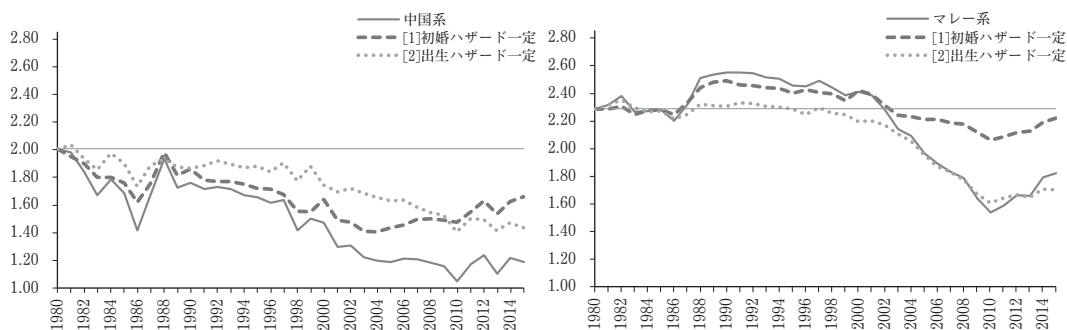


図8 民族別 PNM 実績と仮想 PNM の推移：1980～2015年

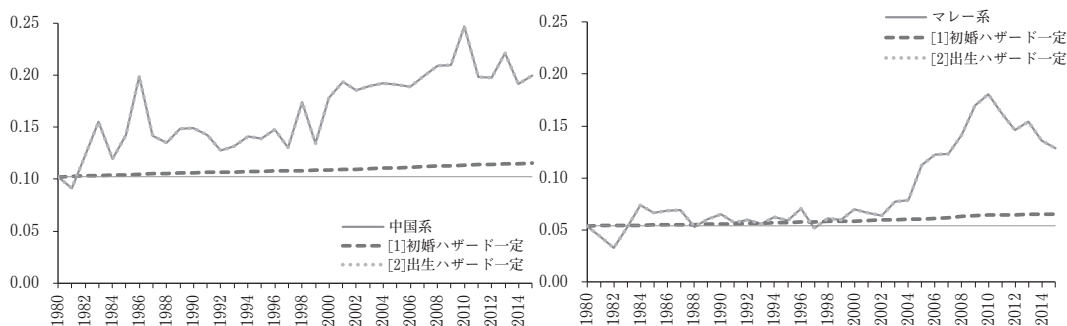
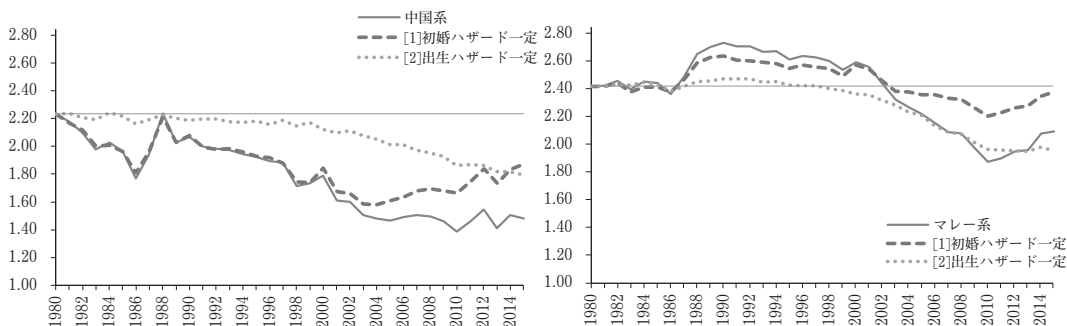


図9 民族別 MPAP 実績と仮想 MPAP の推移：1980～2015年



下の影響を除去するもの（既婚出生力を1980年の水準に固定し結婚力で変動するもの）が急速に低下し実績とほぼ重なる。したがって、マレー系では1990年代の置換水準を上回る PAP の水準には既婚出生力の上昇の影響が大きかったが、1990年代から2000年代を通し既婚出生力が緩やかに低下する中で2000年代は結婚力の急速な低下に牽引されて PAP は低下した可能性がある。そして、2010年以後は結婚力の低下が一段落し、既婚出生力の回

復で PAP は上昇していることがわかる。図 9 をみると、出生ハザードが 1980 年代水準で一定で既婚出生力低下の影響を除去する場合 [2] でも、晩婚化・未婚化によって MPAP は 1990～1992 年の 2.47 から 2010 年の 1.96 へ低下しており、初婚ハザードが 1980 年水準で一定で結婚力の低下がない場合 [1]、2010 年の MPAP は実績の 1.87 に対し 2.20 へ上昇する。また、2010 年以後は既婚出生力の回復と相まって、結婚力の低下がない場合 [1] の 2015 年の MPAP は実績の 2.09 に対し 2.37 へ上昇する。

## V. まとめ

本稿ではシンガポールの 1980 年から 2015 年の期間出生力変動について初婚と既往出生数の状態に関する多相生命表分析を行った。シンガポールの期間出生力の変動は総数では出生関連政策が導入されたタイミングと概ね符合するが、民族間で大きな差がある。中国系の人口に対しては 1987 年以後に導入された出生促進政策や 2004 年以後に導入されているより積極的な政策が一定の役割を果たしている反面、マレー系の人口に対する政策効果は限定的な可能性が指摘されている (Suga 2012)。本稿は、このような期間出生力変動パターンと政策導入タイミングの関連を検討するため、人口センサスの既婚女子の既往出生数分布と毎年の人口、初婚件数、出生順位別出生数のデータを用いて 1980～2015 年の毎年の生命表を作成し、中国系とマレー系の別に検討した。また、初婚と既往出生の状態に関する多相生命表を用いて初婚と既婚出生力の寄与を分解し、[1] 民族別初婚ハザードを 1980 年水準に固定した場合と、[2] 民族別既婚出生力を 1980 年水準に固定した場合の仮想的な生命表を作成し比較検討した。分析の結果、おもに以下が明らかになった。

まず、作成した生命表の完結出生力に対応する PAP の変動パターンは期間出生力と同様中国系で政策実施タイミングと概ね符合していることを確認した。その上で、50 歳時未婚率 PNM と既婚出生力を測る MPAP の推移を検討すると、中国系とマレー系で共通する点と異なる点があった。中国系の人口では 1986 年まで 50 歳時未婚率が上昇し 1988 年にかけて低下、その後 1990 年代は低調に推移するが、1999 年から 2000 年にかけて急上昇、2009 年から 2010 年に再び急上昇したが、2010～2015 年は概ね低下していた。マレー系の 50 歳時未婚率については、1982 年から 1994 年にかけて上昇したあと、1990 年代を通じ緩やかに低下し、2002 年から上昇に転じて急速に未婚率が上昇したが、中国系と同様に 2010 年に反転し 2015 年にかけて低下していた。また、中国系の 50 歳時未婚率には 1990 年代の 50 歳時未婚率の水準に対し、2001 年から 2009 年の 50 歳時未婚率の水準は不連続に高いという変化があるのに対し、1990 年代以後の中国系の MPAP は相対的にスムーズに低下しており、2004 年からは低下が緩やかになるという変化があった。一方、マレー系の 50 歳時未婚率は 2002 年から急速に上昇しており、この間 MPAP も顕著に低下したのに対し、2010～2015 年の 50 歳時未婚率は低下、MPAP は上昇していた。

結婚と第 1 子出生のタイミングについても中国系とマレー系は異なっており、中国系の SMAM は 1988 年から緩やかに上昇を開始し、2000 年代以後は晩婚化が加速していた。一

方、マレー系の SMAM は1980年代から1992年にかけてわずかではあるが低下、以後上昇して2001年以後は中国系以上に急速に晩婚化が進んでいた。平均第1子出生年齢 (SMAC1) についても、1980年以後中国系ではほぼ一貫して上昇しているが、マレー系では1990年後半まではほとんど上昇しておらず、2000年以後は急速な上昇があった。

出生表の作成において[1]民族別初婚ハザードを1980年水準に固定した場合と、[2]民族別既婚出生力を1980年水準に固定した場合の仮想的な生命表を比較検討すると、中国系については2000年代までは既婚出生力の低下の影響を除去した場合の方が結婚力の低下の影響を除去した場合より大きく、総じて結婚力より既婚出生力の低下の方が PAP に及ぼす影響は大きかった。マレー系についても、2000年頃までの MPAP の変動のほとんどは既婚出生力の寄与による (2000年頃までは結婚のタイミングが遅くなると出生のリスク期間が短くなるため MPAP が低下するという影響はほとんど観測されていない)。一方、2000年より後の期間ではそれ以前と比較して中国系・マレー系ともに晩婚化・未婚化の影響が大きくなってきており、とくにマレー系の2000年代の出生力低下には結婚力の低下の影響が著しい。1980年以降の (とくにマレー系では2000年以後に顕著な) 結婚力の低下がなかったとしたら、2015年の MPAP は0.3~0.4ポイント程度高くなっていた可能性がある。未婚率が上昇すると (結婚のタイミングが遅くなると)、出生のリスク期間が短くなり、より高次のパリティに進めなくなるため、仮に出生ハザードが一定であっても既婚出生力は低下する ((未婚率上昇にともなう) 出生力の加齢効果 fertility ageing effect, Kohler-Ortega 2004, 岩澤・金子 2013)。マレー系の2000年以後の期間ではこのような影響が顕著にみられた。

2004年以後のより積極的な出生促進政策の導入との関連では、中国系の人口では2004年以後既婚出生力が上昇しており、50歳時未婚率をはじめとする結婚力の指標も2004年以後は堅調に推移していた。マレー系の人口では、2000年から2010年まで既婚出生力の低下の背後で結婚力の低下がより急速に進んだ。また、マレー系では比較的高次のパリティの出生力が高かったが、2000年代以後の期間では高次パリティの出生ほど急速に低下していた。これらにより、シンガポールにおける出生力の民族格差は急速に縮小してきた。また、直近の2010年以後の期間ではマレー系の既婚出生力も回復しており、2000年代の急速な結婚力の低下を経てマレー系の出生行動にも変化の兆しが見られる。

本稿の手法は、既往出生数 (パリティ) 分布が5年や10年に一度の人口センサス実施年次にしか得られない場合であっても、年齢別女子人口と母の年齢別出生順位別出生数 (動態件数) を毎年観察できるならば、パリティ分布が観察されない年次も含む毎年の多相生命表を、時系列変動の整合性を一定の精度で保ちつつ、作成することができることを示す。これは、女子人口でスケールされた動態件数が状態間遷移確率 (したがってパリティ分布の変化) について十分な情報を有し、さらに2時点間の動態 (フロー) が前後の静態 (ストック) と整合するためである。近年、出生データベースプロジェクト (Human Fertility Database 2015) によって、国際比較 (及び地域比較) が可能な質の高いデータ (コーホートと期間出生に関する出生順位別出生データ) の収集が進められている。そ

こでも、人口登録データベースからパリティ分布に関するデータを得られる北欧等を除く多くの国でパリティ分布は人口センサス実施年についてしか得ることができないが、毎年の女子人口と出生順位別出生数が利用可能になってきている。本稿の手法はこれらの国々における出生力の期間変動分析の更なる進展に有用な糸口を供するものである。

最後に15-19歳のハザードを人口センサスのデータから安定的に推定できない（ハザードが1を超える）という問題に関して、今後の分析上の課題を指摘しておきたい。この問題に対し、本稿では人口センサスで観察される15-19歳のデータを捨て20歳時状態分布の変化を外生的に与えて、20歳から49歳についての生命表を作成した。この対処法では、簡便で15-19歳人口における格差も踏まえて期間出生力変動を測るものの、20歳時状態分布の変化が期間出生力変動に及ぼす影響は不明瞭である。また、1980年以後の仮想的な出生表の作成においても20歳時の未婚率と既婚パリティ分布の変化が期間出生力指標に及ぼす影響の寄与は分解されていない。そして、本稿の分析手法の趣旨は限られたデータの効率的な利用を目指すところにあるにも関わらず、必ずしも効率的な方法とは言えない。これには2つの対処法を考えることができる。第一の方法は、多状態モデルを未婚→既婚×無子→既婚×1子→…という進行的（progressive）な状態間遷移から、未婚→既婚、未婚+既婚無子（無子）→既婚で子あり、未婚+既婚無子+既婚で子ども1人（子ども1人以下）→既婚で子ども2人以上という多層プロセスで捉え直すものである。このような考え方はBongaarts-Sobotka（2012）においても出生力変動をより安定的に（あるいは頑健に）測定するものとして紹介されているものである。本稿の推定モデルも、状態間遷移確率の行列配置を見直せば、そのまま適用することができると考えられる<sup>4)</sup>。第二の方法は、人口センサスの状態分布がサンプル調査の結果で誤差（sampling and non-sampling error）を含むことや個人単位の行動の異質性（individual heterogeneity）を明示的に取り扱うものである。本稿の方法はセンサス間ハザードの誤差の平均（定数項）を識別しようとしているが、母集団で一定の分布を持った変数とするモデル（たとえば確率的切片モデル random intercept model）を考えることができる。これらの改良による、より精緻なモデル構築は、他のデータへの適用可能性を高めるものと思われる。今後の課題とした<sup>5)</sup>。

4) 補論第2項の中央異動率を  ${}_1M_x^{i,i+1} = {}_1D_x^{i,i+1} / \sum_{k=1}^i {}_1N_x^k$ ,  $i=1, \dots, 5$  で計算し、(8)式の状態間遷移確率行列を、

$$M_x = \begin{pmatrix} \sum_{i=1}^5 {}_iM_x^{i,i+1} & -{}_iM_x^{12} & -{}_iM_x^{23} & -{}_iM_x^{34} & -{}_iM_x^{45} & -{}_iM_x^{56} \\ 0 & \sum_{i=2}^5 {}_iM_x^{i,i+1} & -{}_iM_x^{23} & -{}_iM_x^{34} & -{}_iM_x^{45} & -{}_iM_x^{56} \\ 0 & 0 & \sum_{i=3}^5 {}_iM_x^{i,i+1} & -{}_iM_x^{34} & -{}_iM_x^{45} & -{}_iM_x^{56} \\ 0 & 0 & 0 & \sum_{i=4}^5 {}_iM_x^{i,i+1} & -{}_iM_x^{45} & -{}_iM_x^{56} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & {}_iM_x^{56} & -{}_iM_x^{56} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

とすればよい。

5) この他の課題として、第4子以上の出生を明示的に取り扱っていないことや、5歳階級のハザードを階段型（step function）に扱っていること（多相生命表を構築する際にハザード及び女子人口を各歳に補完することが可能）等がある。

## 補論. 初婚と既往出生数状態に関する多相生命表の作成方法

### (1) 概要

この補論では、以下の記号を用いる。

${}_5L_x^{\text{obs},1980}, \dots, {}_5L_x^{\text{obs},2015}$  : 各年のセンサスによる20-24歳, 25-29歳,  $\dots$ , 45-49歳の状態分布

${}_1D_x^{ij,1980}, \dots, {}_1D_x^{ij,2015}$  : 各年の20-24歳, 25-29歳,  $\dots$ , 45-49歳での初婚件数 ( $i=1, j=2$ ) と出生順位別出生数 ( $i \geq 2, j \geq 3$ )

${}_5N_x^{1980}, \dots, {}_5N_x^{2015}$  : 各年6月末現在20-24歳, 25-29歳,  $\dots$ , 45-49歳の女子人口

${}_5K_x^{1981}, \dots, {}_5K_x^{2015}$  : 前年の状態分布から推定された21-25歳, 26-30歳,  $\dots$ , 41-45歳, 46-49歳の状態分布

${}_5L_x^{p,1981}, \dots, {}_5L_x^{p,2015}$  : 各年について推定された20-24歳, 25-29歳,  $\dots$ , 45-49歳の状態分布 (補論第3項の補正前)

多相生命表は次の手順で作成した。

1. 1980年センサスによる状態分布  ${}_5L_x^{\text{obs},1980}$  (状態=未婚, 既婚  $\times$  {無子, 1子, 2子, 3子, 4子以上};  $x=20-24$ 歳, 25-29歳,  $\dots$ , 45-49歳) を用いて1980年時点の生命表を作成する (詳細は補論第2項の各年次の生命表の作成方法を参照)。
2. 1980年の初婚・出生ハザード  ${}_1M_x^{1980}$  (状態=未婚  $\rightarrow$  既婚  $\times$  無子, 既婚  $\times$  無子  $\rightarrow$  既婚  $\times$  1子, 既婚  $\times$  1子  $\rightarrow$  既婚  $\times$  2子, 既婚  $\times$  2子  $\rightarrow$  既婚  $\times$  3子, 既婚  $\times$  3子以上  $\rightarrow$  既婚  $\times$  4子以上;  $x=20-24 \rightarrow 21-25$ 歳, 25-29  $\rightarrow$  26-30歳,  $\dots$ , 45-49歳  $\rightarrow$  46-50歳) を用いて1歳年上 (1年後) の状態分布  ${}_5K_x^{1981}$  (状態=未婚, 既婚  $\times$  {無子, 1子, 2子, 3子, 4子以上};  $x=21-25$ 歳, 26-30歳,  $\dots$ , 41-45歳, 46-50歳) を推定する。
3.  ${}_5K_x^{1981}$  の年齢を20-24歳, 25-29歳,  $\dots$ , 45-49歳に組み替え, 1981年の状態分布推定値  ${}_5L_x^{p,1981}$  を得る。
4.  ${}_5L_x^{p,1981}$  と年齢別女子人口, 初婚件数, 出生順位別出生届出数を用い, 1981年の初婚・出生ハザード  ${}_1M_x^{1981}$  を計算し, 多相生命表を作成する。
5. 以上の手順1~4を繰り返せば1980年を起点に2015年まで状態分布の推定値が得られるが, その場合に推定された状態分布は1990年, 2000年, 2005年, 2010年, 2015年のセンサスから得られる状態分布からの誤差を含む。そこで, 状態分布推定値がセンサスの状態分布に合致するよう年齢別, 期間別 (1980~1990年, 1991~2000年, 2001~2005年, 2006~2010年, 2011~2015年) に補正する (詳細は補論第3項の状態分布の補正方法を参照)。
6. 補正した状態分布推定値  ${}_5L_x^{\alpha,1980}$  による初婚・出生ハザードを用いて生命表を作成する。

## (2) 各年次の生命表の作成方法

初婚と既往出生数の状態に関する多相生命表の作成は Palloni (2001) による標準的な手法を用いた。

${}_1d_x^{ij}$  を  $[x, x+1]$  歳区間における状態  $i$  から状態  $j$  への異動（初婚・出生）数、 ${}^i l_{x+1}^j$  を  $x$  歳時の状態が  $i$  であった人のうち  $x+1$  歳時の状態が  $j$  である人の数、 ${}_1L_x^{ij}$  を  $x$  歳時の状態が  $i$  で  $x+1$  歳時の状態が  $j$  である人年、 ${}_1M_x^{ij}$  を  $[x, x+1]$  歳区間における状態  $i$  から状態  $j$  への観察された異動（初婚・出生）率とし、次のように行列を定義する。

$$\mathbf{I}_{x+1} = \begin{bmatrix} {}_1l_{x+1}^1 & {}_1l_{x+1}^2 & \cdots & {}_1l_{x+1}^k \\ {}_2l_{x+1}^1 & {}_2l_{x+1}^2 & \cdots & {}_2l_{x+1}^k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ {}_k l_{x+1}^1 & {}_k l_{x+1}^2 & \cdots & {}_k l_{x+1}^k \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{I}_x = \begin{bmatrix} {}_1l_x^1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & {}_2l_x^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & {}_k l_x^k \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{D}_x = \begin{bmatrix} \sum_j {}_1d_x^{1j} & -{}_1d_x^{12} & \cdots & -{}_1d_x^{1k} \\ -{}_1d_x^{21} & \sum_j {}_1d_x^{2j} & \cdots & -{}_1d_x^{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ -{}_1d_x^{k1} & -{}_1d_x^{k2} & \cdots & \sum_j {}_1d_x^{kj} \end{bmatrix}$$

$\mathbf{L}_x$  は  $\mathbf{I}_{x+1}$  と同様、 $\mathbf{M}_x$  は  $\mathbf{D}_x$  と同様である。これらの関数には次の(3)～(5)式の関係が成立する。

$$\mathbf{I}_{x+1} = \mathbf{I}_x - \mathbf{D}_x \quad \cdots (3)$$

$$\mathbf{D}_x = \mathbf{L}_x \mathbf{M}_x \quad \cdots (4)$$

$$\mathbf{L}_x = \frac{1}{2}(\mathbf{I}_x + \mathbf{I}_{x+1}) \quad \cdots (5)$$

$\mathbf{I}_x$  は  $[x, x+1]$  歳区間の期首の状態分布を表し、(3)式の左辺の  $\mathbf{I}_{x+1} = \mathbf{I}_x - \mathbf{D}_x$  にある  $\mathbf{I}_{x+1}$  の列方向の合計（各行の列別合計；期末の状態分布）を対角に配置したものである。



そのため、(3)式の左辺の  $\mathbf{I}_{x+1}$  と右辺の  $\mathbf{I}_x$  は要素が異なる。観察された  $x$  歳における状態  $i$  から  $j$  への異動数  ${}_1D_x^{ij}$  と、 $x$  歳における状態  $i$  の年央人口  ${}_1N_x^i$  から、 ${}_1M_x^{ij} = {}_1D_x^{ij} / {}_1N_x^i$  を求め、これを所与とすると、(3)式から(5)式を用いて(6)式のように  $l_{x+1}$  ( $x=20, \dots, 49$ ) を求めることができる<sup>6)</sup>。

$$\mathbf{I}_{x+1} = \mathbf{I}_x \left[ \mathbf{I} - \frac{1}{2} \mathbf{M}_x \right] \left[ \mathbf{I} + \frac{1}{2} \mathbf{M}_x \right]^{-1} \quad \dots (6)$$

ここで、 $\mathbf{I}$  は単位行列を表す。同様に、(3)式から(5)式を用いると、(7)式の関係が得られる<sup>7)</sup>。

$$\mathbf{D}_x = \mathbf{I}_x \mathbf{M}_x \left[ \mathbf{I} + \frac{1}{2} \mathbf{M}_x \right]^{-1} \quad \dots (7)$$

そのため、生命表の初婚・出生率は  $\mathbf{Q}_x = \mathbf{M}_x \left[ \mathbf{I} + \frac{1}{2} \mathbf{M}_x \right]^{-1}$  となる。

本稿で扱う初婚と既往出生の状態は、[未婚, 既婚 × {無子, 第1子あり, 第2子あり, 第3子あり, 第4子以上あり}] であり、便宜的に状態1～状態6と呼ぶことにする<sup>8)</sup>。 $[x, x+1]$  歳の区間で  $x+1$  歳の状態  $j+1$  は  $x$  歳の状態  $j$  から発生する(初婚と出産, 複数回の出生が行われることはない)と仮定し、既往出生の状態別異動率(初婚・出生ハザード)を(8)式のように設定し、基数となる  $\mathbf{I}_{20}$  は人口センサス実施年については15-19歳と20-24歳の状態分布の平均, その他の年次については年齢別に線型補完した状態分布の平均で(9)式のように設定することで(3)式から(5)式を解いた。

$$\mathbf{M}_x = \begin{pmatrix} {}_1M_x^{12} & -{}_1M_x^{12} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & {}_1M_x^{23} & -{}_1M_x^{23} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & {}_1M_x^{34} & -{}_1M_x^{34} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & {}_1M_x^{45} & -{}_1M_x^{45} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & {}_1M_x^{56} & -{}_1M_x^{56} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \quad \dots (8)$$

6) (5)式を(4)式に代入, 結果を(3)式に代入して,  $\mathbf{I}_{x+1} = \mathbf{I}_x - \frac{1}{2}(\mathbf{I}_x + \mathbf{I}_{x+1})\mathbf{M}_x$  を得る。項を整理すると,  $\mathbf{I}_{x+1}(\mathbf{I} + \frac{1}{2}\mathbf{M}_x) = \mathbf{I}_x(\mathbf{I} - \frac{1}{2}\mathbf{M}_x)$ ,  $\mathbf{I}$  は単位行列,  $0 < {}_1M_x^{ij} < 1$  なので  $(\mathbf{I} + \frac{1}{2}\mathbf{M}_x)$  は正則(逆行列が存在)である。

7) (4)式に(5)式を代入し,  $\mathbf{I}_{x+1}$  に(3)式を代入すると  $\mathbf{D}_x = \mathbf{I}_x \mathbf{M}_x - \frac{1}{2} \mathbf{D}_x \mathbf{M}_x$ ,  $\mathbf{D}_x$  について解いたものが(7)である。

8) 6番目の状態は第4子以上ありだが, 5番目の状態(既婚・第3子あり)が減少するのは第4子の出生によるので, 第3子ありから第4子(以上)ありの状態への異動率も他の状態間遷移と同様である。第4子以上ありからほかの状態(未婚, 既婚 × {無子, 1子, 2子, 3子})へは異動しないので ( ${}_1d_x^{6j} = 0$ ), 第4子以上ありから第4子以上ありへの異動率は0 ( $\sum_j {}_1d_x^{6j} = 0$ ) であり, 全員が第4子以上ありに留まることになる。本稿の状態定義では, 第5子以上出生は第4子以上の状態分布を変えない。

$$\mathbf{I}_{20} = \frac{1000}{\sum_{i=1}^6 {}^i l_{20}^i} \cdot \begin{pmatrix} {}^1 l_{20}^1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & {}^2 l_{20}^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & {}^3 l_{20}^3 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & {}^4 l_{20}^4 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & {}^5 l_{20}^5 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & {}^6 l_{20}^6 \end{pmatrix} \dots (9)$$

初婚・出生ハザードは年齢5歳階級（の人口が1年間に経験する率）でしか得られないが、多相生命表の作成では1歳（1年）毎の状態間遷移確率が必要である。ここでは、5歳階級の率を用いて、20-24歳の平均的な率で20歳、…、24歳の間は状態間を異動するというように作成した。この場合、21歳から24歳の間期首状態分布  $\mathbf{I}_x$  は各歳の状態間遷移確率を用いた場合から乖離が生ずるが、25歳時点ではそれほど深刻ではない。

### (3) 状態分布の補正方法

状態分布の補正はある期間について、期首センサスの状態分布を基に期末センサス時の状態分布を推定し、推定値と期末センサスによる観察値の誤差二乗和を最小化するという方法を用いる。ここでは1980年から1990年を例に説明する。その他の期間（1990～2000年、2000～2005年、2005～2010年、2010～2015年）についても同様である。

まず、単年次の出生表を作成したときに利用した(3)式と(4)式に対応する(10)式で  ${}_5\mathbf{K}_x^{1981}$  を推定する。

$${}_5K_x^{i,1981} = (1, \dots, 1) \left( {}_5L_x^{\text{obs},i,1980} - {}_5L_x^{\text{obs},i,1980} {}_1M_x^{1980} \right) \dots (10)$$

ここで状態間遷移確率行列  ${}_1M_x^{1980}$  は  ${}_1D_x^{ij,1980} / ({}_5L_x^{\text{obs},i,1980} {}_5N_x^{1980})$  を行列配置したものである。 $\alpha_x^{i,1980-90} = 0$  を初期値として、20-24歳については(11)式、25-29歳については(12)式を用いて、 ${}_5\mathbf{K}_x^{1981}$  の年齢を組み合わせることで  ${}_5L_x^{p,1981}$  を得る。30-34歳以上についても(12)式と同様である。

$${}_5L_{20-24}^{p,i,1981} = \alpha_{20-24}^{i,1980-90} + ({}^i l_{20}^i + 4 {}_5K_{21-25}^{i,1981}) / 5 \dots (11)$$

$${}_5L_{25-29}^{p,i,1981} = \alpha_{25-29}^{i,1980-90} + ({}_5K_{21-25}^{i,1981} + 4 {}_5K_{26-30}^{i,1981}) / 5 \dots (12)$$

(11)～(12)式の  ${}_5L_x^{p,1981}$  と、1981年の初婚件数・出生順位別出生数及び女子人口を用いると(13)式の関係から  ${}_5\mathbf{K}_x^{1982}$  を計算することができ、同様の繰り返しによって  ${}_5L_x^{p,1990}$  が得られる。

$${}_5K_x^{j,1982} = (1, \dots, 1) \left( {}_5L_x^{p,i,1981} - {}_5L_x^{p,i,1981} {}_1M_x^{1981} \right) \dots \quad (13)$$

なお、 ${}_1M_x^{1981}$  は  ${}_1D_x^{ij,1981} / \left( {}_5L_x^{p,i,1981} {}_5N_x^{1981} \right)$  を行列配置したものである。このようにして推定された  ${}_5L_x^{p,1990}$  が  ${}_5L_x^{obs,1990}$  に合致するように  $\alpha_x^{i,1980-90}$  を設定する。具体的には(14)式を満たす  $\alpha_x^{i,1980-90}$  ( $x=20-24$ 歳,  $\dots$ ,  $45-49$ 歳;  $i=2, \dots, 6$ ) を数値解析的に推定した<sup>9)</sup>。

$$\begin{aligned} \log\left({}_5L_x^{p,i,1990} / \left(1 - {}_5L_x^{p,i,1990}\right)\right) - \log\left({}_5L_x^{obs,i,1990} / \left(1 - {}_5L_x^{obs,i,1990}\right)\right) &= 0 \text{ for } i \geq 2 \\ \log\left(\left(1 - \sum_{s=2}^6 {}_5L_x^{p,s,1990}\right) / \left(\sum_{s=2}^6 {}_5L_x^{p,s,1990}\right)\right) - \log\left({}_5L_x^{obs,i,1990} / \left(1 - {}_5L_x^{obs,i,1990}\right)\right) &= 0 \text{ for } i=1 \end{aligned} \quad \dots \quad (14)$$

すなわち、 ${}_5L_x^{p,1990}$  は分布関数であるため、 $[1] {}_5L_x^{p,i,1990} \in [0,1]$ ,  $[2] \sum_{i=1}^6 {}_5L_x^{p,i,1990} = 1$  という2つの制約を満たさなければならないが、ここでは[1]のために対数オッズ変換を行い、[2]については状態1の分布について制約を課した。 $\alpha_x^{i,1980-90}$  の推定値が得られると(11)~(12)式から  ${}_5L_x^{p,1981}$ ,  $\dots$ ,  ${}_5L_x^{p,1990}$  が得られ、この推定値を用いて初婚・出生ハザードを  ${}_1D_x^{ij,1981} / \left( {}_5L_x^{p,i,1981} {}_5N_x^{1981} \right)$  等に設定すれば1980~1990年の毎年の出生表が構築される。

## 謝辞

本研究の推進にあたり数多くの機会でご貴重なコメントを得ることができた。ここにすべてを挙げることはできないが、津谷典子氏(慶應義塾大学)、可部繁三郎氏(日本経済新聞社)、西岡八郎氏(早稲田大学)、山内昌和氏(早稲田大学)、松田茂樹氏(中京大学)、Mui Teng Yap (National University of Singapore)、Christopher Gee Kok Aun (NUS)、Eng Chuan Koh (Department of Statistics, Singapore) 及び、日本人口学会2012年第1回東日本部会、IUSSP2013、PAA2014、日本人口学会2016年大会、APA2018、HFD Symposium 2018の参加者ならびに2017年7月に慶應義塾大学で開催された公開セミナー「アジアにおける少子化・教育・雇用の関連—日本・韓国・シンガポールの比較研究」における討論者の高橋重郷氏(明治大学)、そして国立社会保障・人口問題研究所鈴木透副所長からは複数回にわたりとりわけ貴重なコメントをいただいた。心より感謝を申し上げたい。言うまでもなく、残された誤謬は筆者の責任である。本研究は、厚生労働科学研究費補助金(政策科学推進事業)「東アジアの家族人口学的変動と家族政策に関する国際比較研究(研究代表者鈴木透, 課題番号(H21-政策-一般-007))」、厚生労働科学研究費補助金(地球規模保健課

9) 6年齢階級×5状態の解  $\alpha_x^{i,1980-90}$  についての方程式体系は、 $\alpha_{20-24}^{i,1980-90}$  が  ${}_5L_x^{p,i}$  の1981年から1990年までのすべての年齢階級に登場し高次非線形となる。推定は(14)式の2乗和を最小化する非線形最小二乗法の枠組みにより、最適化には修正ニュートン法を用いた。なお、 ${}_5L_x^{obs,i}$  が0もしくは1の時、対数オッズが定義できないため、ここでは0の  ${}_5L_x^{obs,i}$  は  $2.2e^{-4}$  で、1の場合に  $1-2.2e^{-4}$  に置き換えた。また、修正ニュートン法は単位区間外(ここでは  $x \leq 2.2e^{-8}$  もしくは  $x \geq 1-2.2e^{-8}$ ) の範囲でも求解するが、その場合の対数オッズを、

$$\log(x/(1-x)) = \log(eps/(1-eps)) + \frac{1}{eps(1-eps)}(x-eps) - \frac{1-2eps}{eps^2(1-eps)^2}(x-eps)^2, \text{ ただし,}$$

$$eps = 2.2e^{-8} \text{ if } x \leq 2.2e^{-8}$$

$$= 1-2.2e^{-8} \text{ if } x \geq 1-2.2e^{-8}$$

とする拡張法(extension method, Judd 1998:p.156)を援用した。

題解決推進のための行政施策に関する研究事業)「東アジア低出生力国における人口高齢化の展望と対策に関する総合的研究(研究代表者鈴木透, 課題番号(H24-地球規模-一般-003))」, 厚生労働科学研究費補助金(地球規模保健課題解決推進のための行政施策に関する研究事業)「東アジア, ASEAN 諸国の人口高齢化と人口移動に関する総合的研究(研究代表者鈴木透, 課題番号(H27-地球規模-一般-001))」による助成を受けた。

## 参考文献

- Bongaarts, John and Tomas Sobotka (2012) "A Demographic Explanation for the Recent Rise in European Fertility," *Population and Development Review*, Vol.38, No.1: pp.83-120.
- Kohler, Hans-Peter, Francesco C. Billari and Jose Antonio Ortega (2002) "The Emergence of Lowest-Low Fertility in Europe during the 1990s," *Population and Development Review*, Vol.28, No.4: pp.641-680.
- Kohler, Hans-Peter and Jose Antonio Ortega (2002) "Tempo-adjusted period parity progression measures, fertility postponement and completed cohort fertility," *Demographic Research*, Vol.6: pp.91-144.
- Kohler, Hans-Peter and Jose Antonio Ortega (2004) "Old Insights and New Approaches: Fertility Analysis and Tempo Adjustment in the Age-Parity Model," *Vienna Yearbook of Population Research*, Vol.2: pp.57-89.
- Judd, Kenneth L. (1998) *Numerical Methods in Economics*, The MIT Press: Cambridge, England.
- Human Fertility Database (2015) *Human Fertility Database*, Max Planck Institute for Demographic Research (Germany) and Vienna Institute of Demography (Austria).  
(<http://www.humanfertility.org>: 2016年10月5日アクセス.)
- Palloni, Alberto (2001) "Increment-Decrement Life Tables", Samuel H. Preston, Patrick Heuveline and Michel Guillot, *Demography Measuring and Modeling Population Processes*, Blackwell Publishing: Malden, U.S.A.
- Suga, Keita (2012) "The Second Demographic Transition in Singapore: Policy Interventions and Ethnic Differentials," 『人口問題研究』68(4):pp.9-21.
- Suzuki, Toru (2007) "On the Difference between TFR and Parity Progression Measure of Fertility," *The Japanese Journal of Population*, Vol.5, No.1: pp.12-18.
- 岩澤美帆・金子隆一(2013)「分母人口を限定した出生力指標から見る2005年以降の期間合計出生率反転の構造」『人口問題研究』第69巻4号, pp.103-123.
- 菅桂太(2012)「シンガポールにおける期間出生力の生命表分析」, 厚生労働科学研究費補助金(政策科学研究推進事業)(H21-政策-一般-007)『東アジアの家族人口学的変動と家族政策に関する国際比較研究』平成23年度総括研究報告書(研究代表者 鈴木透), 2012年3月.
- 菅桂太(2017)「シンガポールにおける期間出生力の生命表分析: 1980-2015」, 厚生労働科学研究費補助金(地球規模保健課題解決推進のための行政施策に関する研究事業)(H27-地球規模-一般-001)『東アジア, ASEAN 諸国の人口高齢化と人口移動に関する総合的研究』平成28年度総括研究報告書(研究代表者 鈴木透), 2017年3月.
- 鈴木透(2012)「東アジア低出生力のゆくえ」, 厚生労働科学研究費補助金(政策科学研究推進事業)(H21-政策-一般-007)『東アジアの家族人口学的変動と家族政策に関する国際比較研究』平成23年度総括研究報告書(研究代表者 鈴木透), 2012年3月.

# A Period Fertility Table Analysis: Singapore, 1980-2015

Keita SUGA

This study examines the patterns and demographic factors underlying the relationship between fertility changes and pronatal policy implementations in Singapore during 1980-2015, with a focus on the differential role of the first marriage of the major ethnic group. In order to derive the effects of the first marriage on annual changes in period fertility measures, we developed a numerical model to construct period fertility tables for each year.

Results show ethnic differentiations and similarities regarding factors associating with fertility changes: the first marriage and marital fertility. After the gradual introductions of the intensive pronatal policy, Marriage and Parenthood Package, in the early 2000s, Chinese nuptiality stopped to decline and the marital fertility started to increase. While Malay nuptiality dropped tremendously in the 2000s, and marital fertility continued to decrease until 2010, Malay marital fertility started to recover after 2010.