

# シンガポールにおける期間出生力の生命表分析：1980-2015

菅 桂太

## 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年に結婚と家族形成支援パッケージ（Marriage and Parenthood Package）が導入された後、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、積極的な家族形成支援政策がとられているが、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。本稿では分析対象期間を2015年まで延長し、菅（2012）の手法による多相生命表分析によって期間出生力に対する初婚と既婚出生力の寄与を分解し、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有配偶出生力変動を、中国系とマレー系の別に検討することを目的とする。

## データ

本章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について、シンガポールにおける利用可能性を表1にまとめた。

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年以後のセンサスのほとんどがシンガポール在住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。

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)
在住人口	1990年以後各年	Yearbook of Statistics Singapore, Singapore Census of Population(1990, 2000, 2010), 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掲げた。

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) Women's charter と 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。

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 1996 年 0.9% から 2010 年の 1.5% へ増加しているものの（2015 年は 1.0%）、日本より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。ただし、この出生数はシンガポール在住者以外の出生も含むものである。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ことに留意する必要がある。しかしながら、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。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。外国人の出生は「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、制度別には年齢 5 歳階級別初婚件数が得られるが、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 Women's charter と Muslim にわかれており、2010 年では全結婚の 83%が Women's charter で、妻の 76%が中国系であった（Women's charter で結婚した妻の 72%は中国系で夫も中国系、4%は中国系で夫は中国系以外）。17%を占める Muslim については妻の 73%がマレー系である（Muslim で結婚した妻の 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、年齢別の制度別結婚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 年は 3,243 人で約 2%、2010 年は 552 人で 0.4%）ではサンプリングエラー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 635 で、年央の既婚者数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 (ladix) 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。

## 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）の影響を考慮するには、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ことが必要である。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が、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、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。このようなモデル生命表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。本章では[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。作成方法の詳細は章末に付し、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、15-19歳の未婚率は1であると仮定し、20歳期首の状態1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によった。これを得るためには当該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4と状態5と6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が毎年観測されるので、結局毎年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)から、期間生命表の50歳時未婚率や完結出生力、完結既婚出生力に対応する次の指標を検討する。このうち、完結出生力指標については、本稿でも鈴木(2012)にならいPAP(Period Average Parity)と呼ぶ。

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

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

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

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

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

$$\begin{aligned} \text{状態 1 ~ 2 の平均人年 (平均第 1 子出生年齢 Singulate Mean Age at 1st Childbirth)} \\ = \sum_{x=20}^{49} (19 + {}^1l_x + {}^2l_x - 50({}^1l_{50} + {}^2l_{50})) / (1 - {}^1l_{50} - {}^2l_{50}) \end{aligned}$$

## 分析結果

シンガポールにおける PAP、RNM、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 0.9805 であり、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。

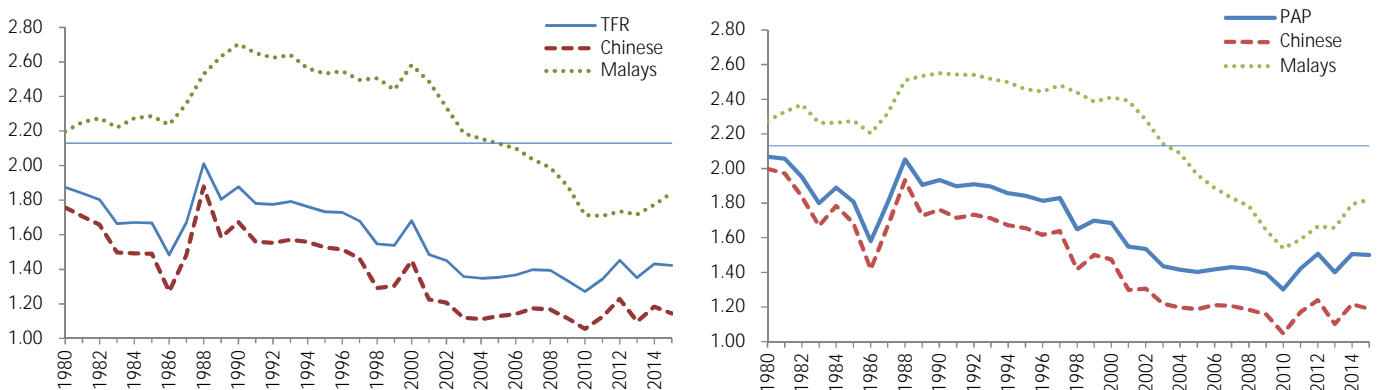


図 1 民族別 TFR と PAP の推移：シンガポール，1980～2015 年

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 3 子と第 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は第 2 子及び第 3 子以上の低下の寄与が大きいことがわかる。マレー系についても同様に 1980 年代の大きな変化は第 4 子以上の高次パリティの寄与が大きい一方で、その後 1990 年代以後の PAP の低下のペースは第 3 子以上の減少と、2000 年代後半以後の PAP の上昇のペースは第 2 子以上の増加とよく符合している。

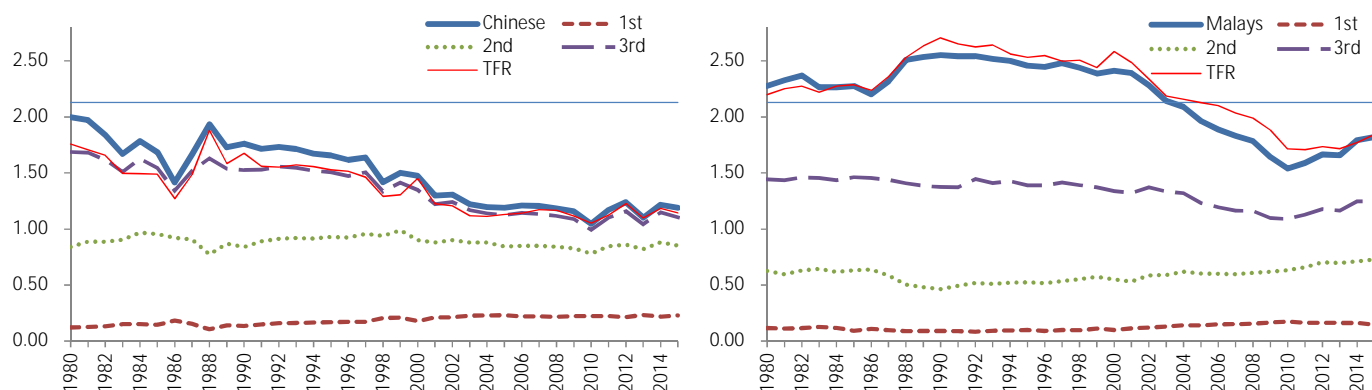


図 2 民族別パリティ累積 PAP : 1980 ~ 2015 年

次に、図 3 には 50 歳時未婚率、図 4 では 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、変動パターンは PAP 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、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 1.74 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 2006 年に人口置換水準を下回り 2010 年は 1.88 であった。その後、マレー系の MPAP は反転し、2015 年は 2.13 であった。

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 年から 2009 年の 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2004年以後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。

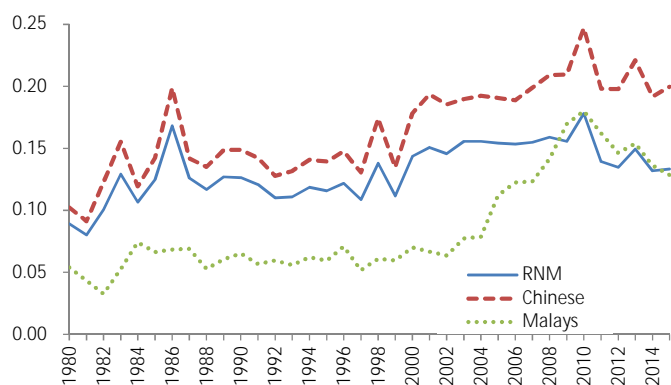


図3 民族別50歳時未婚率：1980～2015年

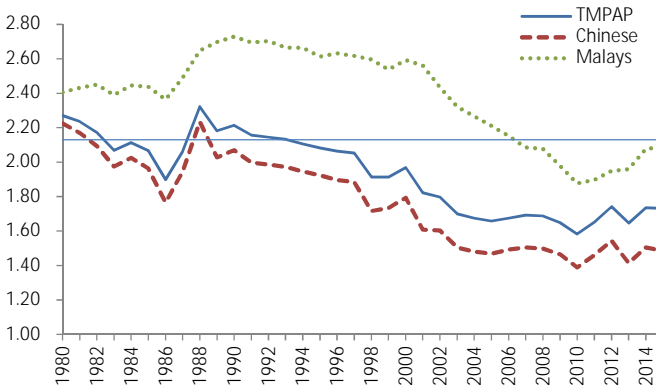


図4 民族別MPAPの推移：1980～2015

図5では20～50歳の間で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24.7歳を底に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る。一方、マレー系では1984年と1986年に上下するが1980年の23.9から1992年の23.5歳にかけて低下、以後反転して2001年に24.3歳になると晩婚化のペースは加速し、2010年の26.6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年代半ばころまでは晩産化は非常に緩やかで、1996年以後は、2000年代後半のペースは緩やかになるもの、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。

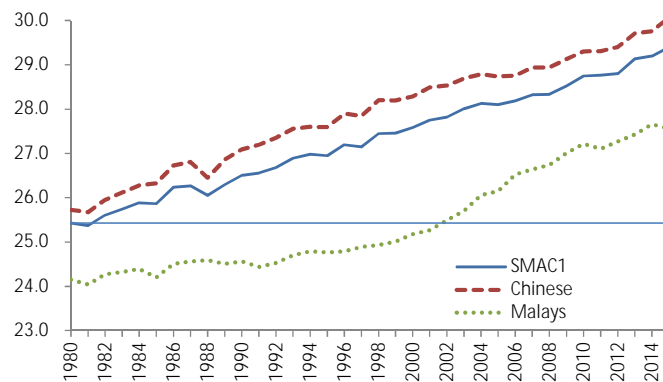
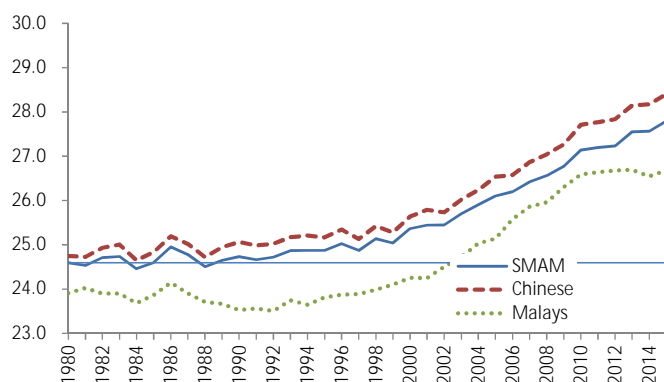


図5 民族別のSMAMとSMAC1の推移：1980～2015年

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。

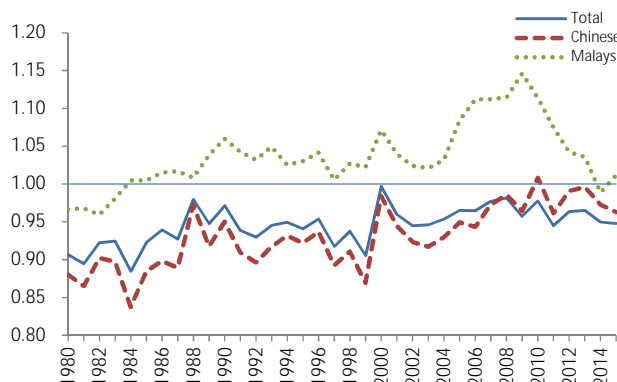


図 6 民族別 PAP に対する TFR の比の推移：1980～2015 年

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。たとえば、PAP が TFR より小さくなるのは（図 6 の比が大きくなるのは）晩婚化・50 歳時未婚率上昇と晩産化・無子化が進んで低年齢（若いコーホート）の低次パリティ分布が大きくなり、低年齢（若いコーホート）の（低次パリティ分布は大きく）状態間遷移確率が小さくて、前年以前より高次のパリティに進みにくい場合に起こる。逆に、PAP の方が TFR より大きくなるのは（図 6 の比が小さくなるのは）前年以前のコーホートの出生行動と比べて当該年の再生産年齢にあるうち低年齢（若いコーホート）の（低次パリティ分布は小さく）状態間遷移確率が大きく、過去のコーホートの出生行動の結果であるセンサスの状態分布に比べ多相生命表の状態分布が低年齢では低次パリティに高年齢では高次パリティに偏る場合である。

図 6 において中国系の比は概ね 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 年頃までと比べて未婚化と晩婚化が加速した 2004 年以後急速に上昇、2009 年をピークに未婚化・晩婚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、中国系の PAP に対する TFR の比が 1986 年から 1988 年にかけて大きくなっていることや、マレー系で 1980 年代に比が大きくなっているのは、図 2 からわかるようにこれらの期間で既婚 4 子以上の出生率が上昇しているにも



関わらず、PAP の計算で既婚 4 子以上のウェイトとして 4 を用いていることの影響が大きい。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。

#### 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、前節の生命表を作成する際に、[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生命表を作成した。[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、RNM、MPAP をみたのが図 7 から図 9 である。

図中の実線は前節で検討した実績値、角破線（Constant Marriage Hazard）が[1]、丸破線（Constant Childbirth Hazard）が[2]の仮想的なものを示す。図 8 の RNM では[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 MPAP が低下するという影響による。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 年代前半までは[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・未婚化が急速に 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 2.16 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 1.79 へ上昇する。

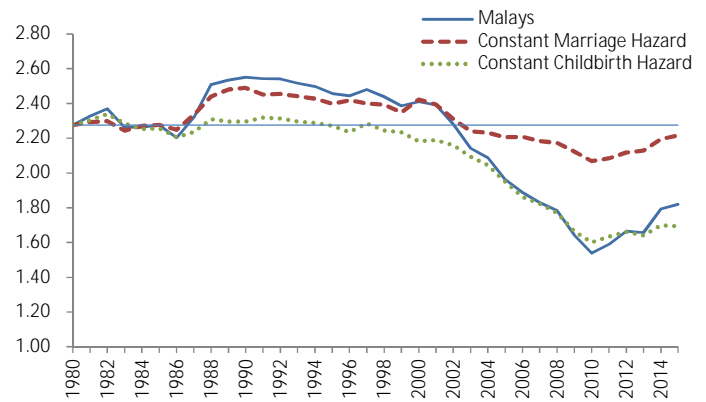
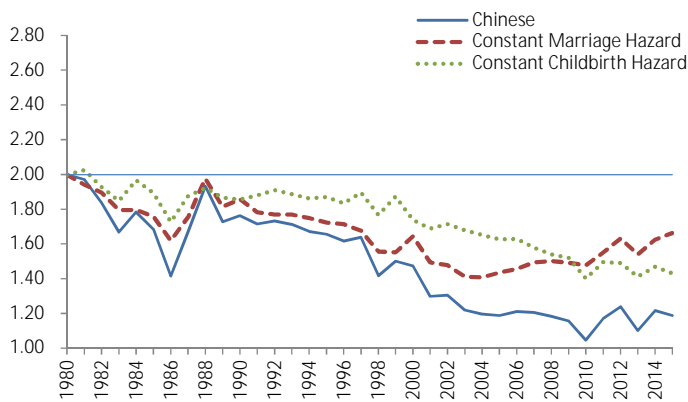


図7 民族別 PAP 実績と仮想 PAP の推移：1980～2015 年

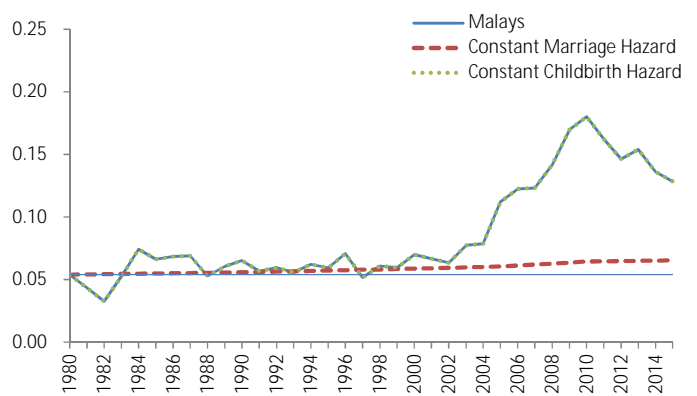
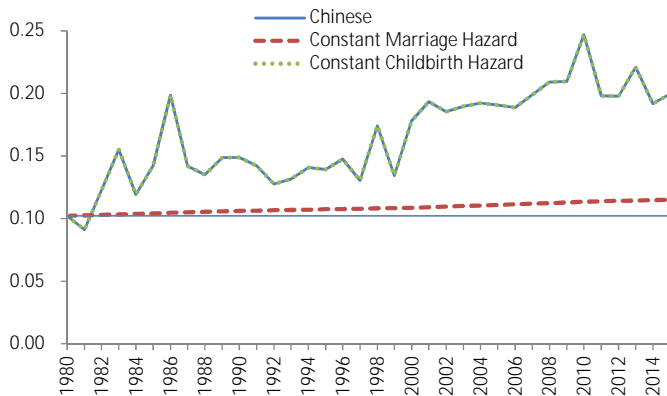


図8 民族別 RNM 実績と仮想 RNM の推移：1980～2015 年

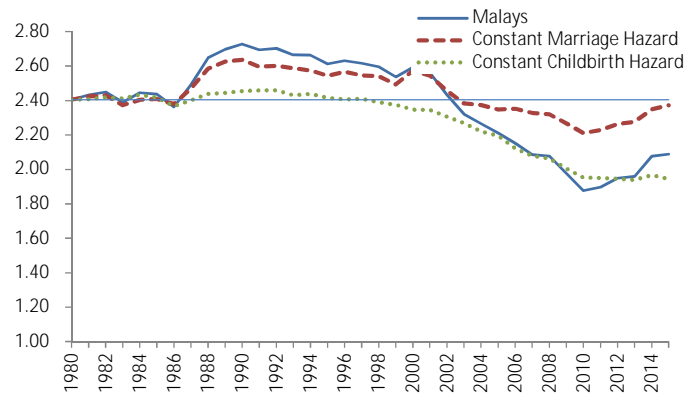
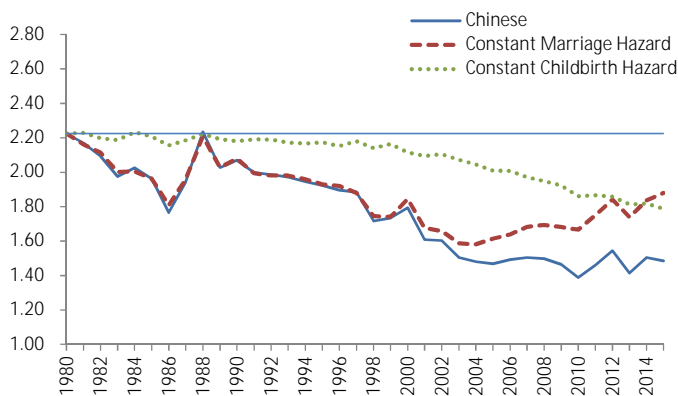


図9 民族別 MPAP 実績と仮想 MPAP の推移：1980～2015 年

マレー系については、1980年代後半以後一貫して[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しても、晩婚化未婚化によってMPAPは1990年代前半の2.73から2010年の1.88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1.88に対し2.21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2.40へ上昇する。

## 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対する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を指摘されている（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、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も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符合していることを確認した。その上で、50歳時未婚率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 は上昇している。

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る。一方、マレー系の SMAM は 1980 年代から 1992 年にかけて低下、以後反転して 2001 年以後は中国系以上に急速に晩婚化が進んでいる。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 年半ばまではほとんど上昇しておらず、1990 年代半ばから急速な上昇があった。

生命表の作成において[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 年頃までは既婚出生力の低下の影響を除去した場合の方が PAP の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。マレー系については、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 (結婚のタイミングが遅くなると高次パリティに進みにくくなるため MPAP が低下するという影響はほとんどない)。一方、2000 年より後の最近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、とくにマレー系で顕著であった。1980 年以降の (とくにマレー系では最近の) 結婚力の低下がなかったとしたら、2015 年の MPAP は 0.3 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) 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が低下するが 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。しかしながら、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、マレー系の出生行動にも変化の兆しが見られる。

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、分析上の課題を指摘しておきたい。すなわち、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は外生的に与えて、20 歳から 49 歳について生命表を作成したが、20 歳時状態分布の変化が期間出生力変動に及ぼす影響が明瞭化されていないし (1980 年以後の 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を分解することも考えることができるし) 本

稿の趣旨が限られたデータの効率的な利用を目指すところにあるのに対し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) 既婚子あり、未婚・既婚無子・既婚子ども 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。分母人口を変えることで、ハザードは単位区間内の確率になり、状態間遷移確率の行列配置を見直せば本稿の手法はそのまま適用できると考えられる<sup>1</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 random intercept model) を考えることができる。今後の課題としたい<sup>2</sup>。

## 初婚と既往出生数状態に関する多相生命表の作成方法

### 概要

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  ${}_5L_x^{obs,1980}$  (状態=未婚、既婚×{無子、1子、2子、3子、4子以上}、 $x=20-24$  歳、 $25-29$  歳、...、 $45-49$  歳) を用いて 1980 年時点の生命表を作成する (詳細は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→既婚×無子、既婚×無子→既婚×1子、既婚×1子→既婚×2子、既婚×2子→既婚×3子、既婚×3子以上→既婚×4子以上  $x=20-24$  21-25 歳、 $25-29$  26-30 歳、...、 $45-49$  46-50 歳) を用いて 1 歳年上 (1

<sup>1</sup> 後述の中央異動率を  ${}_1M_x^{i,i+1} = {}_1D_x^{i,i+1} / \sum_{k=1}^i N_x^k$ ,  $i=1, \dots, 5$  で計算し、(8) 式の状態間中央移動率行列を、

$$\mathbf{M}_x = \begin{pmatrix} \sum_{i=1}^5 {}_1M_x^{i,i+1} & -{}_1M_x^{12} & -{}_1M_x^{23} & -{}_1M_x^{34} & -{}_1M_x^{45} & -{}_1M_x^{56} \\ 0 & \sum_{i=2}^5 {}_1M_x^{i,i+1} & -{}_1M_x^{23} & -{}_1M_x^{34} & -{}_1M_x^{45} & -{}_1M_x^{56} \\ 0 & 0 & \sum_{i=3}^5 {}_1M_x^{i,i+1} & -{}_1M_x^{34} & -{}_1M_x^{45} & -{}_1M_x^{56} \\ 0 & 0 & 0 & \sum_{i=4}^5 {}_1M_x^{i,i+1} & -{}_1M_x^{45} & -{}_1M_x^{56} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & {}_1M_x^{56} & -{}_1M_x^{56} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

とすればよい。

<sup>2</sup> この他の課題として、第 4 子以上の平均出生順位を 4 としていることや、5 歳階級のハザードを step function と扱っていること (多相生命表を構築する際にハザードは各歳に補完すべきこのためには女子人口も各歳に補完しなければならない) がある。

年後)の状態分布  ${}_5K_x^{1981}$  (状態=未婚、既婚 × {無子、1子、2子、3子、4子以上}、 $x=21-25$  歳、26-30歳、...、41-45歳、46-49歳) を推定する。

3.  ${}_5K_x^{1981}$  の年齢を 20-24 歳、25-29 歳、...、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、生命表を作成する。
5. 以上の繰り返しにより、1980 年を起点に 2015 年まで状態分布の推定値が得られるが、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。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。

#### 各年次の生命表の作成方法

既往出生数を状態と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、 ${}_x l_{x+1}^j$  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。

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

$$\mathbf{l}_x = \begin{pmatrix} {}^1l_x^1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & {}^2l_x^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & {}^kl_x^k \end{pmatrix}$$

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

$\mathbf{L}_x$  は  $\mathbf{l}_{x+1}$  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。

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

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

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

$\mathbf{l}_x$  は  $(x, x+1)$  歳区間の期首の状態分布を表し、(3)式の左辺の  $\mathbf{l}_{x+1} = \mathbf{l}_x - \mathbf{D}_x$  にある  $\mathbf{l}_{x+1}$  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  $\mathbf{l}_{x+1}$  と右辺の  $\mathbf{l}_x$  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>3</sup>。

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

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>4</sup>。

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

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

本稿で扱う既往出生の状態は、[未婚、既婚 × {無子、第1子あり、第2子あり、第3子

<sup>3</sup> (5)式を(4)式に代入、結果を(3)式に代入して、 $\mathbf{l}_{x+1} = \mathbf{l}_x - \frac{1}{2}(\mathbf{l}_x + \mathbf{l}_{x+1})\mathbf{M}_x$  を得る。項を整理すると、 $\mathbf{l}_{x+1}(\mathbf{I} + \frac{1}{2}\mathbf{M}_x) = \mathbf{l}_x(\mathbf{I} - \frac{1}{2}\mathbf{M}_x)$ 、 $\mathbf{I}$  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。

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

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>5</sup>。(x, x+1)歳の区間で初婚と第1子を出産することと複数回の出生が行われることはない<sup>6</sup>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 $\mathbf{l}_{20}$ 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。

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

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

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 $\mathbf{l}_x$ 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。

### 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。

<sup>5</sup> 6番目の状態が第4子以上ありなので、第3子ありから第4子以上ありの状態への異動率は、 ${}_1M_x^{56} = {}_1D_x^{56} / ({}_1N_x^5 + {}_1N_x^6)$ によって求める。ここで、 ${}_1D_x^{56}$ は第4子以上の出生数をあらわす。また、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である( $\sum_j {}_1d_x^{6j} = 0$ )。



以下の記号を用いる。

${}_5L_x^{obs,1980}$ 、 $\dots$ 、 ${}_5L_x^{obs,2015}$  : 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 ( $i=2, j=3$ )

${}_5N_x^{1980}$ 、 $\dots$ 、 ${}_5N_x^{2015}$  : 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

まず、単年度の生命表を作成したときに利用した(3)式に対応する(10)式で  ${}_5K_x^{1981}$  を推定する<sup>6</sup>。

$${}_5\mathbf{K}_x^{j,1981} = (1, \dots, 1) \left( {}_5\mathbf{L}_x^{obs,i,1980} - {}_5\mathbf{L}_x^{obs,i,1980} {}_1\mathbf{M}_x^{1980} \right) \quad (10)$$

ここで状態間遷移確率行列  ${}_1\mathbf{M}_x^{1980}$  は  ${}_1D_x^{ij,1980} / ({}_5L_x^{obs,i,1980} {}_5N_x^{1980})$  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、 ${}_5K_x^{1981}$  の年齢を組み替えることで  ${}_5L_x^{p,1981}$  を得る。30-34 歳以上についても(12)式と同様である。

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

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

(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

<sup>6</sup> 既婚×3 子以上→既婚×4 子以上については、  
 ${}_5K_x^{6,1981} = {}_1D_x^{ij,1980} / ({}_5L_x^{ibs,5,1980} + {}_5L_x^{ibs,6,1980}) {}_5N_x^{1980}$  を用いる。

(13)式の関係から  ${}_5K_x^{1982}$  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。

$${}_5\mathbf{K}_x^{j,1982} = (1, \dots, 1) \left( {}_5\mathbf{L}_x^{\text{obs},i,1981} - {}_5\mathbf{L}_x^{\text{obs},i,1981} {}_1\mathbf{M}_x^{1981} \right) \quad (13)$$

なお、 ${}_1\mathbf{M}_x^{1981}$  は  ${}_1D_x^{ij,1981} / ({}_5L_x^{p,i,1981} {}_5N_x^{1981})$  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  ${}_5L_x^{\text{obs},1990}$  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>7</sup>。

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

すなわち、 ${}_5L_x^{p,1990}$  は分布関数であるため、 $[1] {}_5L_x^{p,1990} \in [0,1]$ 、 $[2] \sum_{i=1}^6 {}_5L_x^{p,i,1990} = 1$  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、初婚・出生ハザードを  ${}_1D_x^{ij,1981} / ({}_5L_x^{p,i,1981} {}_5N_x^{1981})$  等に

設定すれば 1980~1990 年の毎年の生命表が構築される。

## 参考文献

Palloni, Alberto(2001) "Increment-Decrement Life Tables", Samuel H. Preston, Patrick Heuveline and Michel Guillot, *Demography Measuring and Modeling Population Processes*, Blackwell Publishing: Malden, USA.

<sup>7</sup> 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  ${}_5L_x^p$  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、 ${}_5L_x^{\text{obs}}$  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  ${}_5L_x^{\text{obs}}$  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  $\log(x/(1-x)) = \log(\text{eps}/(1-\text{eps})) + \frac{1}{\text{eps}(1-\text{eps})}(x-\text{eps}) - \frac{1-2\text{eps}}{\text{eps}^2(1-\text{eps})^2}(x-\text{eps})^2$  where

$\text{eps} = 2.2e^{-8}$  if  $x \leq 2.2e^{-8}$   
 $= 1 - 2.2e^{-8}$  if  $x \geq 1 - 2.2e^{-8}$  とする拡張法 (extension method) を援用した。

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 .

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 .

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 .

