

参考表2 合計出生率の年次変化の要因分解：マレー系、1975-76～2008-09

年次	出生順位計			出生順位別TFRj(t)-TFRj(t-1) の寄与(%)				累積テンポと累積カンタムの寄与(%)							
	TFRj(t)- TFRj(t-1)	累積テン ポ	累積カン タム	第1子	第2子	第3子	第4子	累積テンポ				累積カンタム			
								第1子	第2子	第3子	第4子	第1子	第2子	第3子	第4子
1976	-0.191	16	-116	10	-3	-1	-105	4	1	0	11	6	-4	-1	-116
1977	-0.076	39	-139	-43	27	5	-88	11	3	1	24	-55	24	4	-113
1978	-0.052	58	-158	-53	5	43	-96	18	5	1	34	-70	1	42	-129
1979	0.011	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1980	0.187	18	82	51	23	14	11	6	4	2	7	45	20	13	4
1981	0.063	62	38	1	59	58	-18	17	21	11	13	-17	38	47	-30
1982	0.000	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1983	-0.060	74	-174	9	-23	-24	-62	15	40	23	-5	-6	-63	-47	-58
1984	0.044	107	-7	-8	111	25	-28	19	67	39	-17	-27	44	-14	-11
1985	0.023	229	-129	-1	168	54	-120	32	159	90	-52	-33	9	-36	-68
1986	-0.025	205	-305	-68	77	-20	-89	22	149	89	-55	-90	-72	-109	-35
1987	0.127	24	76	-2	37	49	15	0	12	16	-3	-2	25	34	19
1988	0.176	-1	101	0	13	65	23	-4	-14	9	8	4	26	56	15
1989	0.122	-3	103	71	-5	25	10	-3	-26	11	16	74	21	14	-6
1990	0.171	18	82	44	23	25	8	7	-1	8	4	37	24	17	4
1991	-0.011	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1992	0.004	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1993	0.047	62	38	13	29	9	48	26	27	15	-6	-13	2	-6	54
1994	-0.069	24	-124	-79	-10	-4	-7	10	11	7	-3	-89	-21	-11	-3
1995	-0.034	15	-115	14	-85	-36	7	5	9	6	-5	9	-95	-42	13
1996	-0.040	-15	-85	-30	-54	6	-22	-8	-3	-1	-3	-22	-51	7	-19
1997	-0.052	-32	-68	-57	-17	-40	14	-15	-11	-6	-1	-42	-6	-35	15
1998	0.022	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
1999	-0.063	-62	-38	11	-80	-31	0	-28	-22	-12	1	39	-57	-20	0
2000	0.143	-35	135	29	50	7	15	-16	-13	-7	1	45	63	14	14
2001	-0.113	-47	-53	-74	-46	34	-14	-21	-18	-9	1	-53	-28	43	-15
2002	-0.170	-27	-73	-17	-12	-47	-25	-12	-10	-5	1	-5	-2	-41	-25
2003	-0.164	-23	-77	-39	-42	-7	-12	-10	-9	-4	0	-29	-33	-3	-13
2004	-0.019	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2005	-0.015	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2006	-0.026	-64	-36	-25	-83	11	-4	-29	-25	-12	1	5	-58	23	-6
2007	-0.065	-15	-85	-55	-27	-8	-10	-7	-6	-3	0	-49	-21	-5	-11
2008	-0.045	-8	-92	33	-46	-77	-9	-4	-3	-1	0	37	-43	-76	-10

※合計出生率の年次変化率が1%未満の要因は表章しない。

注1) 累積テンポj(期末)-累積テンポj(期首)

注2) 累積カンタムj(期末)-累積カンタムj(期首)

シンガポールにおける期間出生力の生命表分析

菅 桂太

(国立社会保障・人口問題研究所)

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2004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(菅 2010, 2011)。本章では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、これらの変動パターンと政策導入タイミングとの関連を検討することを目的とする。なお、分析対象期間は、データが利用可能な1980年から2010年である。シンガポールにおける期間出生力の変動を中国系及びマレー系の別に検討する。

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居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数である。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。

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居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%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。

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。17% を占める Muslim については妻の 73% がマレー系である。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。

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 年と 2010 年約 10%）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 15-19 歳の未婚率は 1 であると仮定し、20 歳から 49 歳を対象とした。

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)
配偶関係別人口	1970, '80, '90, '95, 2000, '05, '10	Singapore Census of Population(1970, '80, '90, 2000, '10), General Household Survey(1995, 2005)
既往出生数別既婚女子人口 ^{注1}	1980, '90, '95, 2000, '10	Singapore Census of Population(1970, '80, '90, 2000, '10), General Household Survey(2005)
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 ^{注3}
制度別 ^{注2} 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 年以前はタイトルが若干異なる。

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）や辰年（縁起のよい年：1976 年、1988 年、2000 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]初婚ハザードを出生力転換以前の1970年水準に固定した場合と、[2]既婚出生力を1970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。

本章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）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歳未婚者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。本章でも本報告書に収録されている鈴木論文にならないこれらの指標をPAP（Period Average Parity）と呼ぶ。

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

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

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

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

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

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

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

分析結果

シンガポールにおける PAP、RNM、TMPAP の推移：1980～2010 年

分析対象期間である 1980～2010 年の TFR と TPAP の推移を図 1 に示した。

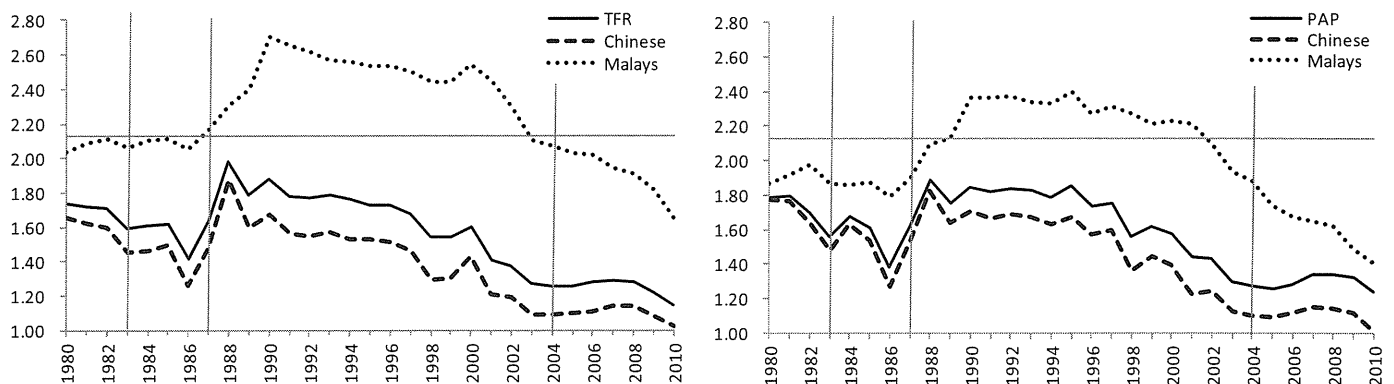


図 1 民族別 TFR と TPAP の推移：シンガポール，1980～2010 年

総数（実線）では TFR と PAP の差の最大値は 0.12、時系列相関係数は 0.976 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以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 は TFR より 10%ほど低い水準にあるものの、1986 年から 1990 年にかけて急上昇し、以後緩やかに低下、2002 年以後は急速に低下しているという変動パターンは TFR と同じである。

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。

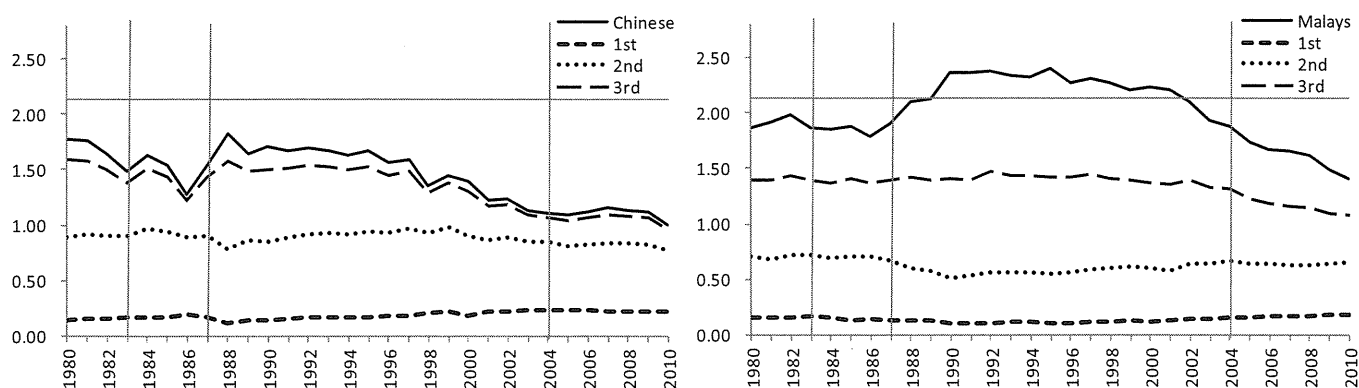


図2 民族別パリティ累積 PAP : 1980~2010 年

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 子以上の減少とよく符合している。

次に、図 3 には 50 歳時未婚率、図 4 では TMPAP を民族別に見た。

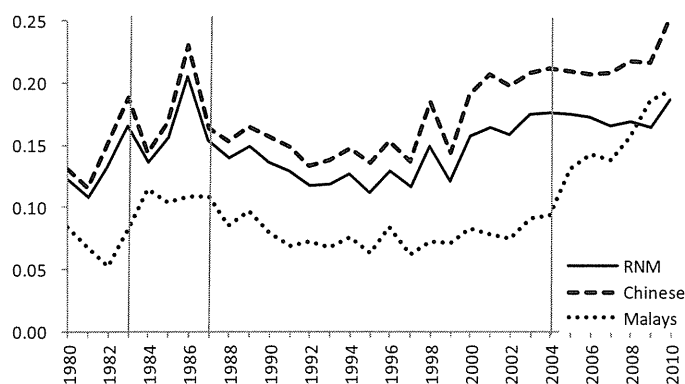


図3 民族別 50 歳時未婚率 : 1980~2010 年

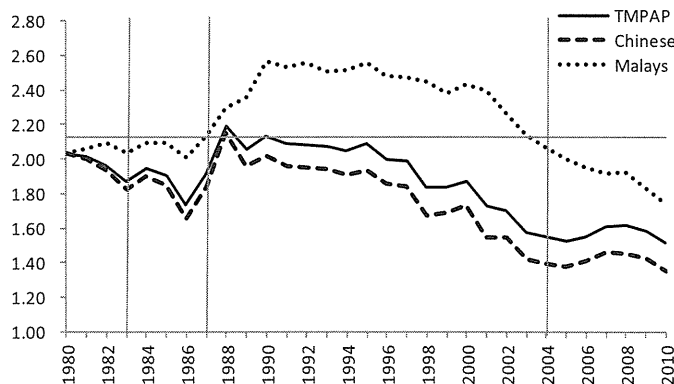


図4 民族別 TMPAP の推移 : 1980~2010

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 年にかけて急上昇し、直近の 2009 年から 2010 年に再び上昇していることがわかる。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、直近でも急速に未婚率が上昇していることがわかる。TMPAP 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ことがわかる。中国系では 1980 年の 2.04 から 1986 年寅年の 1.65 まで低下し、辰年の 2.15 へ上昇、1990 年以後緩やかに低下し、1991 年に 2.0 を下回り、2005 年の 1.38 まで低下、2008 年 1.46 へ回復するが 2010 年は 1.35 であった。マレー系では、1980 年の 2.03 から 1986 年 2.01 まで同水準を推移し、1990 年の 2.57 へ急上昇すると以後緩やかに低下し 2001 年の 2.40 からは急速に低下し 2006 年に 2.0 を下回り 2010

年は1.74であった。中国系の人口では、1986年と1998年の寅年に50歳時未婚率の上昇とTMPAPの低下が見られ、1988年の辰年は50歳時未婚率の低下とTMPAPの上昇、2000年の辰年はTMPAP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TMPAP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2002年から50歳時未婚率が急速に上昇しており、この間TMPAPも顕著に低下している。

図5では20～50歳の間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。

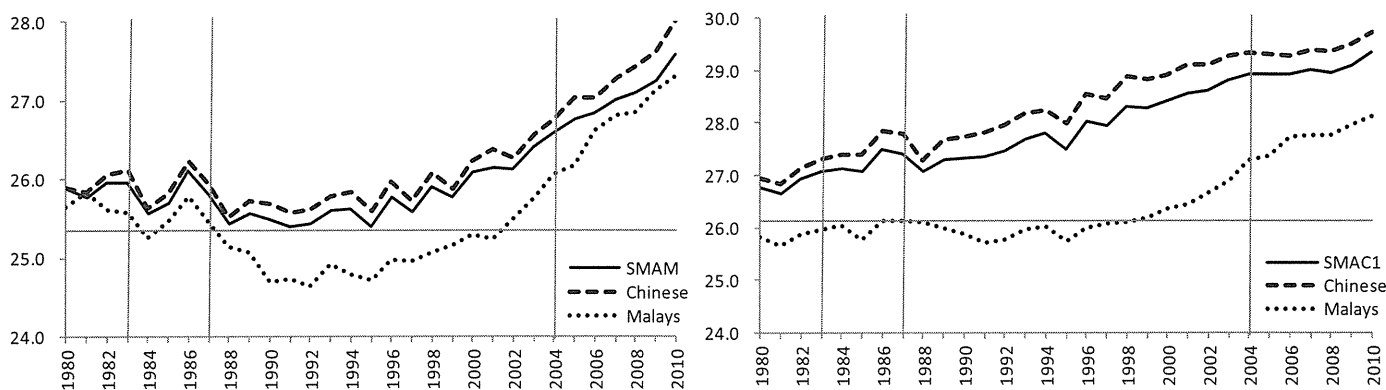


図5 民族別のSMAMとSMAC1の推移：1980～2010年

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、1988年の25.5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年代から1992年の24.6歳にかけて低下、以後反転して2001年に25.4歳になると中国系を凌駕する急速な晩婚化があったことがわかる。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ほぼ一定の水準にあり、1996年以後急速に晩産化が進んでいることがわかる。

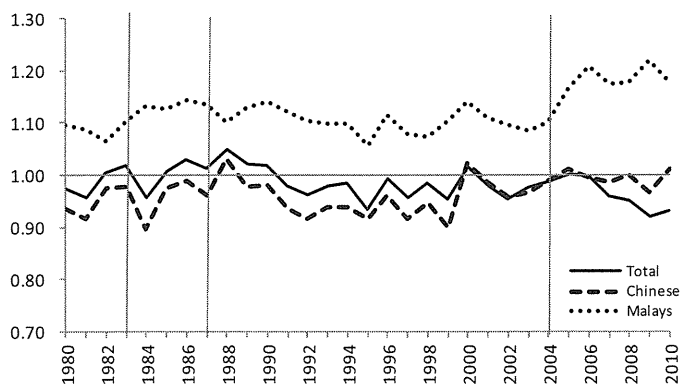


図6 民族別TPAPのTFRに対する比の推移：1980～2010年

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。

出生の生命表から計算される PAP は、20 歳未婚者 1,000 人あたりに基準化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、TPAP の方が TFR より大きくなるのは（図 6 の比が 1 を下回るのは）、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若いコーホートの方が早婚・早産でより高次のパリティに進みやすい場合である。逆に、TPAP が TFR より小さくなるのは、低年齢（若いコーホート）の状態間遷移確率が小さく、晩婚化・50 歳時未婚率上昇と晩産化・無子化が進んでいるため、より高次のパリティに進みにくい場合に起こる。

図 6 において中国系の比は、1988 年から 1990 年代前半は低下し、1999 年から 2000 年にかけて大きく上昇、2002 年以後も緩やかに上昇し、50 歳時未婚率や SMAM の動きと符合する。マレー系の比は 2003 年頃までと比べて 2004 年以後急速に上昇しており、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、マレー系の TFR が PAP より 10%ほど大きいのは図 2 からわかるようにマレー系では既婚 4 子以上の PAP も全体に一定のシェアを占めているのにも関わらず、TPAP 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 年代前半からマレー系では 4 子以上の PAP が低下するなかで図 6 の比は大きく上昇していることになる。

結婚力と既婚出生力の TPAP への寄与

結婚力と既婚出生力の TPAP への寄与をみるため、前節の生命表を作成する際に、[1]初婚ハザードを出生力転換以前の 1970 年水準（総数）に固定した場合と、[2]既婚出生力（状態 3 以上への遷移確率）を 1970 年水準（総数）に固定した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、TMPAP をみたのが図 7 から図 9 である。

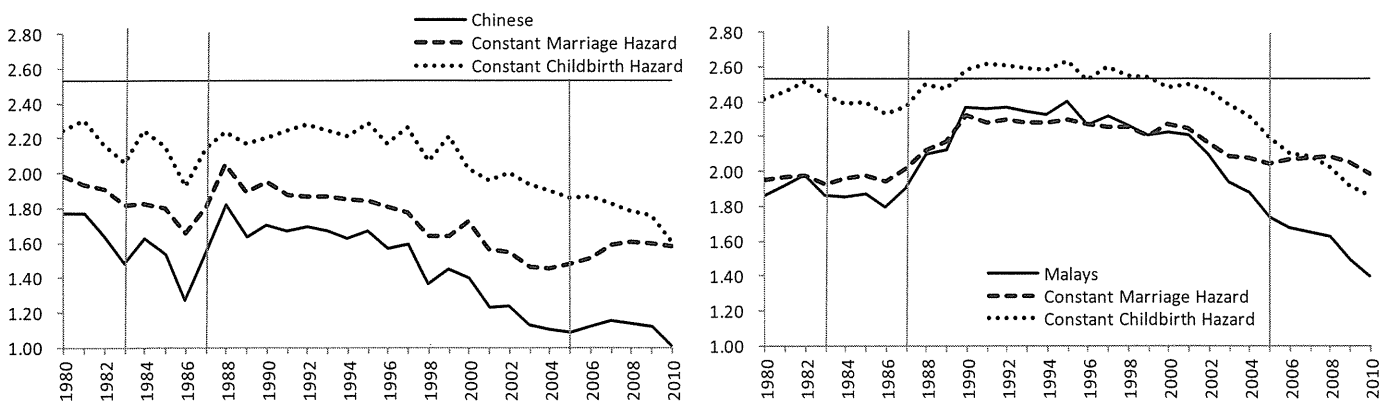


図 7 民族別 PAP 実績と仮想 PAP の推移：1980～2010 年

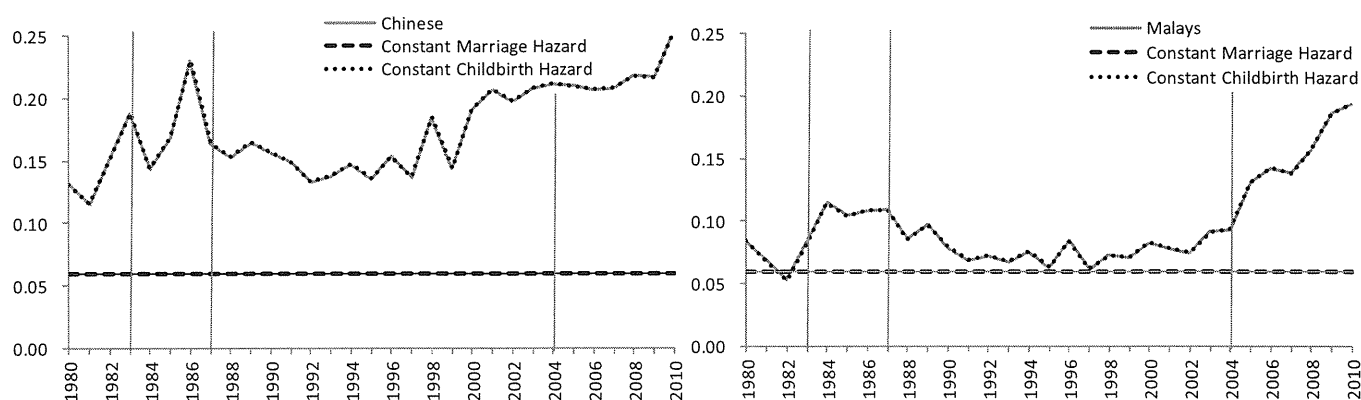


図8 民族別 RNM 実績と仮想 RNM の推移：1980～2010 年

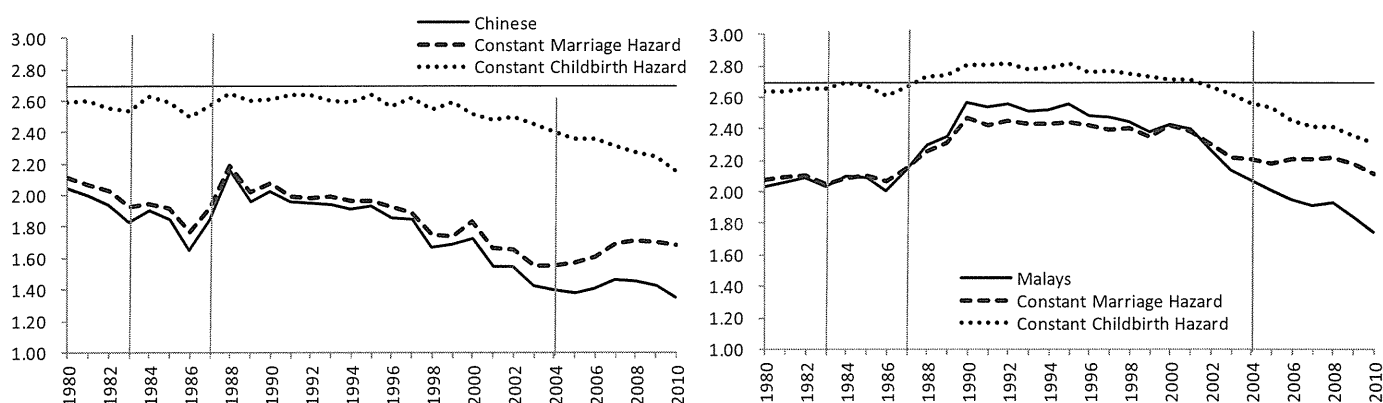


図9 民族別 TMPAP 実績と仮想 TMPAP の推移：1980～2010 年

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1970年水準の50歳時未婚率で一定となり、[2]は実績に合致する。一方、図9のTMPAP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TMPAP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めなくなるためTMPAPが低下するという影響による。なお、水平線(図7PAPの2.53、図8RNMの0.06、図9TMPAPの2.69)は1970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1970年水準と比べて既婚出生力と結婚力が低下したことによるPAPやTMPAPの低下幅を表す。

図7から中国系については[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1970年のシンガポール全体の水準に固定した仮想的なPAPは2004年以後急速に[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のPAPは上昇している。2010年では、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ったことがわかる。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 TMPAP は 1999 年の 2.59 から 2010 年の 2.15 へ低下していた。仮に、初婚ハザードが 1970 年水準でこの間の結婚力の低下がない場合、2010 年の TMPAP は実績の 1.35 に対し 1.68 へ上昇する。

マレー系についても、[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高く、総じて既婚出生力低下が PAP の変動を牽引したのは中国系と共通する。ただし、マレー系では先に検討したように 2000 年頃までは結婚力の低下は起こっておらず、[2]の結婚力の変化を除去するケースは実績とほぼ重なる。しかし、2003 年以後については、中国系と同様、[1]の実績からの乖離は急速に拡大しており直近では既婚出生力の低下がなかった場合より晩婚・未婚化がなかった場合の PAP の方が大きく、結婚力の低下が PAP を大きく低下させていることがわかる。図 9 をみると、晩婚化・未婚化によって出生ハザードが一定であったとしても 1990 年代前半の 2.81 から 2010 年の 2.31 へ TMPAP は低下しており、初婚ハザードが 1970 年水準で一定で最近の結婚力の経過がない場合、2010 年の TMPAP は実績の 1.74 に対し 2.12 へ上昇する。直近では中国系よりも大きな結婚力低下の影響があったといえる。なお、マレー系では[1]の初婚ハザードを固定した場合より実績の PAP が高くなる年次があるが、これはこの期間のマレー系の方が 1970 年の総数より早婚であったためである。

まとめ

本章ではシンガポールの 1980 年から 2010 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。前年度の報告において、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した。本章は、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 1980～2010 年の毎年の生命表を作成し、中国系とマレー系別に検討した。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]初婚ハザードを出生力転換以前の 1970 年水準に固定した場合と、[2]既婚出生力を 1970 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 TMPAP の推移を検討すると、中国系とマレー系で異なっていた。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 年にかけて急上昇し、直近の 2009 年から 2010 年に再び上昇していた。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、直近でも急速に未婚率が上昇していた。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 TMPAP は相対的にスムーズに低下しており、2004 年以

後 2007 にかけて上昇し、2009 年まで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 TMPAP も顕著に低下している。

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]初婚ハザードを出生力転換以前の 1970 年水準に固定した場合と、[2]既婚出生力を 1970 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、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。2000 年頃までのマレー系の既婚出生力の変動は、ほとんどが既婚出生力の寄与による。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。1970 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、2010 年の TMPAP は 0.3 ポイントから 0.4 ポイント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一時的に上昇しており、50 歳時未婚率をはじめとする結婚力の指標も 2004~2009 年は堅調に推移していた。一方、マレー系の人口では、2000 年代以後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。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、最近では高次パリティほど急速に低下している。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いるといえる。

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}、 $x=15-19$ 歳、20-24 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 $x=15-19$ →16-20 歳、20-24→21-25 歳、…、45-49 歳→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×{無子、1子、2子、3子、4子以上}、
 $x=16-20$ 歳、21-25 歳、…、41-45 歳、46-49 歳) を推定する。

3. ${}_5K_x^{1981}$ の年齢を 15-19 歳、20-24 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 2010 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) 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、 ${}_x l_{x+1}^i$ 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、 ${}_x L_x^i$ 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。

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

$$\mathbf{l}_x = \begin{pmatrix} {}_1l_x^1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & {}_2l_x^2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & {}_k l_x^k \end{pmatrix}$$

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

\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。

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

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

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

\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⁹。

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

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¹⁰。

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

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

⁹ (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。

¹⁰ (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¹¹。(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(9)式のように設定することで(3)式から(5)式を解いた。

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

$$\mathbf{l}_{20} = \begin{pmatrix} 1000 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \cdots(9)$$

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)についても同様である。

以下の記号を用いる。

${}_5I_x^{obs,1980}$ 、…、 ${}_5I_x^{obs,2010}$: 各年のセンサスによる15-19歳、20-24歳、…、45-49歳の状態

¹¹ 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へは異動しないので(${}_1d_x^{6j} = 0$)、第4

分布

${}_1D_x^{j,1980}$ 、 \dots 、 ${}_1D_x^{j,2010}$: 各年の 15-19 歳、20-24 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 、 ${}_5N_x^{2010}$: 各年 6 月末現在 15-19 歳、20-24 歳、 \dots 、45-49 歳の女子人口

${}_5K_x^{1981}$ 、 \dots 、 ${}_5K_x^{2010}$: 前年の状態分布から推定された 16-20 歳、21-25 歳、 \dots 、41-45 歳、
46-49 歳の状態分布

${}_5L_x^{p,1981}$ 、 \dots 、 ${}_5L_x^{p,2010}$: 各年について推定された 15-19 歳、20-24 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¹²。

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

ここで状態間遷移確率行列 ${}_1\mathbf{M}_x^{1980}$ は ${}_1D_x^{j,1980} / ({}_5L_x^{\text{obs},i,1980} {}_5N_x^{1980})$ 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、 ${}_5K_x^{1981}$ 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。

$${}_5L_{20-24}^{p,i,1981} = \alpha_{20-24}^{i,1980-90} + ({}_1l_{20}^i + 4 {}_5K_{21-25}^{i,1981}) / 5 \quad (11)$$

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

(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
(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。

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

子以上ありから第 4 子以上ありへの異動率は 0 である ($\sum_j {}_1d_x^{6j} = 0$)。

¹² 既婚×3 子以上→既婚×4 子以上については、
 ${}_5K_x^{6,1981} = {}_1D_x^{j,1980} / ({}_5L_x^{\text{ibs},5,1980} + {}_5L_x^{\text{ibs},6,1980}) {}_5N_x^{1980}$ を用いる。

なお、 ${}_1\mathbf{M}_x^{1981}$ は ${}_1D_x^{j,1981} / ({}_5L_x^{p,i,1981} {}_5N_x^{1981})$ 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 ${}_5L_x^{obs,1990}$ 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¹³。

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

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 ${}_1D_x^{j,1981} / ({}_5L_x^{p,i,1981} {}_5N_x^{1981})$ 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.

菅桂太 (2010) 「シンガポールにおける少子化要因の分析—少子化対策への含意」、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 21 年度総括研究報告書(研究代表者 鈴木透)、2010 年 3 月

菅桂太 (2011) 「シンガポールの第 2 の出生力転換期における期間出生力変動」、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 22 年度総括研究報告書(研究代表者 鈴木透)、2011 年 3 月

¹³ 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、 ${}_5L_x^{obs}$ が 0 の時、対数オッズが定義できないため、ここでは 0 の ${}_5L_x^{obs}$ は $2.2e^{-4}$ で置き換えた。また、修正ニュートン法は非正(ここでは $x \leq 2.2e^{-8}$) の範囲でも求解するが、その場合の対数オッズを

$\log(x/(1-x)) = \log(eps/(1-eps)) + \frac{1-eps}{eps}(x-eps) - \frac{1}{2eps^2}(x-eps)^2$, $eps = 2.2e^{-8}$ で置き換える拡張法(extension method)を援用した。

II 資料

出産と子育てに有利な環境作り

第二次低出産・高齢社会基本計画（試案）

2010年9月14日 公聴会文書より

低出産対策部分

出産と子育てに有利な環境作り

推 進 背 景

□第1次基本計画（'06～'10）期間内に出産率は多少上昇したが、「出産率下落傾向の反転」まではいたらなかった。

○出産年齢代の男女の望む子どもの数は2人前後だが、合計出産率は'05年1.08人、'08年1.19人、'09年1.15人にすぎない。

□人口構造変動の傾向や雇用の構造など、マクロ的な条件が好転しにくい状況で低出産を克服するためには、ミクロ的な対策を積極的に進めることが重要である。

○主な出産可能女性（20～39歳）の減少により、結婚および出生児数も引き続き減少することが予測される。

＊20～39歳女性の推計（万人）：（'00）845→（'10）720→（'30）516→（'50）350

○「雇用なき成長」が持続すればするほど、結婚と出産に否定的な影響がある。

＊過去20年間で就業者数が年平均29万人増加したが、徐々に増加傾向が鈍化（'10.1、企画財政部）：（'90～'96）47.0→（'97～'00）7.6→（'01～'05）34.0→（'06～'09）16.3

＊青年失業率（15～29歳、%）：（'07）7.2→（'08）7.2→（'09）8.1

□出産を中断・放棄する理由は、第1次基本計画樹立当時と大きく変わっていないものと把握される。

○子育て（教育）費用が負担だ、雇用・所得が不安定だ、仕事と家庭の両立が難しいなど、社会経済的制約が主な要因である。

〈子どもが1人以下の既婚女性（20～39歳）の最も大きな出産中断理由〉（%）

		所得／雇用の不安定	養育費の負担	教育費の負担	仕事と家庭の両立困難	価値観の変化	不妊／その他
'05	全体	18.5	9.9	18.0	9.1	19.7	24.8
	就業	24.4	7.6	13.4	11.8	21.8	21.0
	未就業	14.1	11.5	21.8	7.1	17.9	27.6
'09	全体	18.6	16.7	26.7	6.0	15.0	16.9
	就業	20.0	8.6	22.9	14.3	21.9	12.4
	未就業	17.7	20.8	28.6	2.2	12.1	19.0

*資料：結婚および出産に関する動向、韓国保健社会研究院、'09

□第一に、過大な子育て・教育費、住居費など、家族を作り維持するのに高い費用がかかる構造と不十分なインフラが結婚と出産を抑制している。

○結婚および子ども養育費への社会的支援が一部の階層に限定されており、子育て家庭のさまざまな需要を満たせない制度運営となっている。

*保育施設運営時の共稼ぎ／専業主婦など、需要特性に対する考慮が不十分

*乳幼児（0～2歳）を持つ父母の家庭保育需要に対する支援が不十分

○晩婚による高齢出産の増加により、母体と乳児の健康管理への支援の必要性が増大した。

□女性の経済活動が増加しているが、父母が職場生活と子育てをバランスよく営むことができる環境作りは依然不十分である。

○過度に長い労働時間や非妥協的な勤務制度のために、子育ての時間確保が難しい。

*週30時間未満の短時間勤務の比率（'08）：OECD平均15.5%、韓国9.3%

○育児休職などの制度は整備されたが、企業の費用負担などにより活性化されていない状況である。

*'09年の産前後休暇利用者中、育児休職利用者の比率はわずか50.2%

*職場保育施設義務履行率：（'06）47.1%→（'07）55.6%→（'08）60.2%→（'09）66.2%

○家族に優しい職場文化の不足により出産前後の就業女性のキャリア断絶が多数発生しており、また家庭内の役割の不平等により育児負担が依然女性に偏っている。

*既婚女性（20～44歳）の48%が最初の出産前後にキャリア断絶を経験（'09、韓国保健社会研究院）

*一日平均家事労働時間（'09）：男性（42分）、女性（3時間35分）

□未来社会の主役である児童と青少年が身体的・精神的に安全で健康に成長できる社会的支援体系が不十分である。

○所得格差の深化、家族崩壊の増加などにより、児童虐待・暴力など児童と青少年の安全な成長を阻害する要因が急増している。

*父子家庭・母子家庭（万世帯）：（'01）119→（'03）129→（'05）138→（'08）145

*児童虐待事例（件）：（'01）2,105→（'05）4,633→（'07）5,581→（'09）5,685

○私教育の増加による余暇時間不足のため、青少年が活動する機会が失われている。

*中高生の77%が夜10時以降に帰宅（'06、韓国青少年開発院）

○職業、就業などへの関心が増加しているが、これを調べたり開発したりする条件が備わっていない。