

## シンガポールにおける最近の人口動態

菅 桂太

### 1. 人口増加率と出生、死亡、人口移動

日本の都道府県間で人口増加率と出生、死亡、人口移動との関係を見ると、合計出生率や標準化死亡率と人口増加率に明瞭な相関関係は見いだせない一方で、出生の可能性のある15～49歳女子人口の割合や死亡率の高くなりなる75歳以上人口割合と人口増加率の間には強い相関関係がみられる（章末図1）。出生や死亡に関する動態率よりも人口（年齢）構造が人口増加率の地域差をよく説明しているといえる。他方、人口移動については、転入超過率は人口増加率と正の相関があると同時に、人口移動が活発な20～39歳人口割合との間にも正の相関関係がみられる。

同様のパターンがシンガポールの人口においてもみられたのかを確認するため、中国系とマレー系の自然増加率及び人口増加率と出生、死亡、人口移動との関係を1970～1975年から2010～2015年についてみた（章末図2～7）。まず、自然増加率と死亡については（章末図2）、平均寿命及び70歳以上人口割合と自然増加率には負の関係がある。1970年代から2015年まで中国系・マレー系ともに平均寿命の伸長、人口高齢化と自然増加率の低下があったが、70歳以上人口割合の高い（粗死亡率の高い）中国系の自然増加率はマレー系よりも低くなっている。一方で、平均寿命の長い（死亡率の低い）中国系の自然増加率はマレー系よりも低くなっている。自然増加率と出生については（章末図3）、合計出生率の低い中国系の自然増加率がマレー系よりも低くなっている。再生産女子人口割合は2000年頃まで民族間にあまり差がなかった。1990年代後半から中国系とマレー系の再生産女子人口割合は低下しており、合計出生率の低い中国系の15～49歳女子人口割合はマレー系のものより急速に低下している。

シンガポールの中国系人口とマレー系人口の自然増加率と入国超過率（社会増加率）の関係を見ると（章末図4）、1980年代以後入国超過率の高い中国系の自然増加率はマレー系よりも低くなっている。1990年代以後は入国超過率の民族差と自然増加率の民族差が同程度の水準で、入国超過率の高い中国系と自然増加率の高いマレー系の人口増加率は同程度の水準になっている。1980年代前半までは入国超過率の高い中国系の人口増加率が高かったが、1990年代以後は人口増加率に大きな差がみられなくなっている。

1990年代以後は人口増加率に大きな差がみられないため、出生・死亡・移動といった人口変動の要因と人口増加率の関係を見いだすことは難しくなっている（章末図5～7）。1970～1980年代前半の人口増加率と出生・死亡との関係についてみると、まず出生については、合計出生率が低い（15～49歳女子人口割合が低い）中国系の人口増加率はマレー系より高かった（負の関係）。また、平均寿命が長く死亡率の低い中国系の人口増加率はマレー系より高い一方で、70歳以上人口割合が高い（粗死亡率の高い）中国系の人口増加率はマレー

系より高くなっている。

2010～2015年の人口減少を開始した日本と比べると、1970～1975年から2010～2015年のシンガポールの人口は若く、自然増加率・人口増加率も高い。逆に言えば、高齢化の水準は低く、死亡率も低い。このため、日本の地域間でみられるような人口増加率の期首時点における人口（年齢）構造が人口増加率に強く作用するというパターンはシンガポールの民族別人口にはみられず、この間のシンガポールの人口変動の民族差の主要な要因は、中国系で活発な入国超過と、マレー系の高い自然増加率の背景にある出生力較差であると考えられる。中国系人口が活発な入国超過の状態にあるにも関わらず、在住人口に占める中国系の割合は1931年以後74～78%の範囲でほとんど変わっていないことは興味深い（最低は2010年74.1%、最高は1980～81年78.3%）が、民族構成が安定的に推移することを狙った移民政策（Singapore National Population and Talent Division 2013）によるものと思われる。人口移動に関してはこのような移民政策によってほとんど決定されると考えられるので、実証分析にはそぐわない。以下、本稿では出生力較差に着目し、とくに民族差の要因を探るため「結婚と既往出生数（パリティ）に関する状態分布」について分析し、「結婚と既往出生数（パリティ）に関する状態分布」についての情報（当該コーホートの過去の結婚・出生行動の結果）は出生力の予測精度を改善し、ひいては高齢化の見通しに資するの可否かについて考察する。

## 2. 出生力変動の民族差の要因としての結婚と既往出生数（パリティ）に関する状態分布

シンガポールでは人口センサスにおいて既往出生数が調査されているので、人口センサス実施年について「初婚と既往出生数に関する状態分布」（以下で単に状態分布と呼ぶとき「初婚と既往出生数に関する状態分布」を指す）が利用できる。また、菅（2016）では、年齢別女子在住人口と人口動態統計の出生・初婚数を用いてセンサスの推移と統合的な1980～2015年の毎年の状態分布を推定した。これを用いて、中国系とマレー系の出生力変動を3つの指標を用いて検討する。3つの指標とは、(1)センサスの45歳時状態分布から推定されるコーホート出生力TCP（Total Cohort Parity）、(2)「初婚と出生順位別出生に関する多相生命表」（以下では、出生表）の45歳時状態分布から計算される期間出生力TPP（Total Period Parity）、(3)期間合計出生率TFRである。

### 2.1. 状態分布を用いて測定される出生力についての2つの指標と合計出生率

菅（2016）では、状態分布として[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}]を用いた。本稿でもこの状態区分を用い、便宜的に状態1～状態6と呼ぶことにする<sup>1</sup>。状態分布を用いて、コーホート指標と期間指標の2つの出生力を

---

<sup>1</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子以上ありの状態間遷移確率は、 ${}_1M_x^{56} = {}_1B_x^{56} / N_x^5$ によって求めている。ここで、 $N_x^i$ はx歳における状態iの年央女子人口、 ${}_1B_x^{56}$ は第4子以上の出生数をあらわす。したがって、厳密には分母と分子が合

考えることができる。センサスの状態分布（実績） $\{tK_x^i\}$ （ $t$ 年； $x=20-24$ 歳、…、 $45-49$ 歳； $i=$ 状態1、…、状態6）は、 $t$ 年までの各年齢階級（ $t-x$ コーホート）の初婚・出生行動の結果であるためコーホートの出生力指標（Total Cohort Parity）がえられる。また、各年次・年齢別に状態分布（実績）がわかれば女子人口を状態に分割することができるので、年齢別初婚・出生順位別出生数とあわせて、状態間遷移確率を計算することができる。初期状態（radix）として20歳時状態分布（実績）を与えて出生表を作成すると、合計出生率と比較可能な疑似コーホートの出生力を測る指標（Total Period Parity）がえられる。

出生力指標として広く知られた合計出生率から順に見ていく。状態  $i$  の年央女子人口を  ${}^tN_x^i$ 、状態  $ij$  間異動数を  ${}^tB_x^{ij}$ （ $ij=12, 23, 34, 45, 56$  はそれぞれ初婚、第1子出生、第2子出生、第3子出生、第4子以上出生に対応）と書くと、 $t$ 年の  $a$  歳までの合計初婚率  $TMR(t,a)$  は[1]式、合計出生率  $TFR(t,a)$  は[2]式で計算される。

$$TMR(t,a) = \sum_{x=15-19}^a \frac{5 \cdot {}^tB_x^{12}}{\sum_i {}^tN_x^i} \quad [1]$$

$$TFR(t,a) = \sum_{x=15-19}^a \sum_i \frac{5 \cdot {}^tB_x^{ij}}{\sum_i {}^tN_x^i} \quad (i = 2, \dots, 5, ij = 23, 34, 45, 56) \quad [2]$$

言うまでもなく、合計出生率は出生順位別出生率の合計で疑似コーホートにおいて  $a$  歳までに少なくとも1人子どもがいる割合、2人いる割合、3人いる割合、4人以上いる割合を順に合計したものになっている。

$t$ 年の出生表において、ちょうど  $x$  歳に状態  $i$  である確率を  ${}^t l_x^i$  と書くと、既婚確率は  $\sum_{i=2}^6 {}^t l_x^i = 1 - {}^t l_x^1$  と書ける。この既婚確率を  $TPM(t,a)$  と呼ぶことにする（[3]式）。また、少なくとも子が1人いる確率は  $\sum_{i=3}^6 {}^t l_x^i$ 、少なくとも子が2人いる確率は  $\sum_{i=4}^6 {}^t l_x^i$ 、少なくとも子が3人いる確率は  $\sum_{i=5}^6 {}^t l_x^i$ 、そして少なくとも子が4人いる確率は  ${}^t l_x^6$  である。先の合計出生率と同様で、全出生順位を合計すると  $t$ 年の出生表から（疑似コーホートの） $x$  歳までの出生力を測る  $TPP(t,x)$  は[4]式で計算される<sup>2</sup>。

$$TPM(t,x) = \sum_{i=2}^6 {}^t l_x^i = 1 - {}^t l_x^1 \quad [3]$$

致していない。しかしながら、菅（2016）の方法では、2時点のセンサス間の遷移確率は期首・期末の状態分布の変化と整合的なように補正されているので、状態間の遷移確率を適切に定量化していると考えられる。

<sup>2</sup> ここでは最後の状態を既婚で第4子（以上）ありとしているので、少なくとも子が4人いる確率は  ${}^t l_x^6$  であるが、状態6を第4子あり、状態7を第5子以上ありと細分化できるなら、第4子ありは  $\sum_{i=6}^7 {}^t l_x^i$  となる。この場合の  $TPP$  を  $\overline{TPP}$  と書けば、 $\overline{TPP}(t,a) = \sum_{x=20}^a \sum_{j=3}^7 (\sum_{i=j}^7 {}^t l_x^i) = TPP(t,a) + \sum_{x=20}^a {}^t l_x^7$ 、つまり最後の状態を第4子ありとした  $TPP$  は少なくとも子が5人いる確率だけ過小になる。

$$TPP(t, x) = \sum_{j=3}^6 \left( \sum_{i=j}^6 {}^t l_x^i \right) \quad [4]$$

[4]式の関係性をセンサスの状態分布（実績） $\{{}_5^t K_x^i\}$ を用いることでt年x歳までの（t-x コーホートの）既婚率  $TCM(t,x)$ 及び出生力を測る  $TCP(t,x)$ は、それぞれ[5]式と[6]式で計算される。

$$TCM(t, x) = 1 - {}_5^t K_x^1 \quad [5]$$

$$TCP(t, x) = \sum_{j=3}^6 \left( \sum_{i=j}^6 {}_5^t K_x^i \right) \quad [6]$$

3つの指標の共通点と相違点を列挙すると、(1)TCPとTPPは算出に分母人口のパリティに関する情報を利用する（パリティに関する情報が必要である）のに対して、TFRはパリティを必要とはしない。(2)TCPはコーホート指標である一方、TFRとTPPは期間指標である。(1)からTCPとTPPは未婚者と高次パリティの女性の行動が異なることを考慮する指標である。あるコーホートのa歳時状態分布が異なることが完結出生力の高低にどのように関係しているのかを示しうる指標といえる。(2)から疑似コーホートで計算されるTFRとTPPは、コーホートの出生力が一定であるとしても、タイミングの変化で攪乱されるというテンポ効果（tempo distortion）の問題が生ずる指標である。さらに、期間出生力指標のうちパリティに関する情報を利用するTPPと利用しないTFRを比較すると、後者は初婚・出生順位別出生ハザードが一度変化するとハザードが一定になった後もパリティの変化に攪乱されるというパリティ分布効果（parity distortion effect Rallu & Toulemon 1994, Bongaarts & Sobtka 2012）の問題が生ずる指標である。これらの問題はわが国においても広く認識されており（たとえば岩澤・金子 2013）、テンポ効果については一定の検証がなされているが、パリティ分布効果については相対的に認知度が低いように見受けられる。状態分布についての情報は出生力の予測精度を改善するの可否かの鍵となる概念と思われるので、TPPとTFRの変動の違いがどのように生じるのか次項のシミュレーションによって示す。

## 2.2. パリティ分布効果と、出生表の期間出生力 TPP と期間合計出生率 TFR の変動パターンに関するシミュレーション

本稿で用いる3つの指標のうち期間出生力指標であるTPPとTFRについては、後者にはパリティ分布効果の問題が生ずる指標であるという違いがある。パリティ分布効果とは、初婚・出生タイミングに変化があったとき（初婚・出生順位別出生ハザードが変化したとき）、タイミングの変化が停止しても（ハザードが一定になっても）TFRはパリティの変化で攪乱されるという問題である。具体的には、たとえば、（若年層で）出生力（もしくは結婚力）

の低下が起こるとき、当該年の出生パターンから出生表で計算されるパリティ分布は、当該年に観察されるパリティ分布（出生率が高かった過去の年齢別（出生順位別）出生パターンの結果で、高次パリティに進みやすかった時のもの）より低次パリティが多く高次パリティが少なくなる。出生順位が上がるほど出生率の水準は低いので、低パリティが多い出生表の合計出生率は期間合計出生率より高くなる（逆に、高次パリティが多い当該年のパリティ分布の下で発生した出生率の合計である期間合計出生率は出生表の合計出生率より低くなる）。このパリティ分布効果がどのように生じているのかを模式的に示すため、1980年のシンガポール（民族総数）における初期状態（20歳時状態分布 ${}^s l_{20}^i$ ）<sup>3</sup>と年齢別の状態間遷移確率（初婚・出生順位別ハザード） ${}_1 M_{x \sim x+4}^{ij}$ <sup>4</sup>がずっと続いた場合に達成される定常状態と、4つのシナリオで初婚タイミングが変化した場合にTPPとTFRがどのように推移するかシミュレーションを行った。

シナリオ1. 定常状態が続く。

シナリオ2. （未婚化）t=1年20歳未婚人口の半分が結婚をやめ、50歳まで未婚のままになる。

シナリオ3. （一時的晩婚化）t=1年20歳未婚人口の半分が5年間初婚を遅らせ、25歳から ${}_1 M_{25 \sim 29}^{ij}$ にしたがう。

シナリオ4. （コーホート晩婚化）t=1年以後全コーホートの20歳未婚人口の半分が5年間初婚を遅らせ、25歳から ${}_1 M_{25 \sim 29}^{ij}$ にしたがう。

シナリオ5. （水平シフト）t=1年20歳未婚人口の半分について、初婚・出生順位別ハザードの年齢プロファイルが水平シフトする（5年間初婚を遅らせ、25歳から ${}_1 M_{20 \sim 24}^{ij}$ にしたがう）。

いずれも初婚ハザードのみが変化する状態を考えるが、想定する仮想的な人口集団には初婚と出生順位に関する情報（行動の違い）があるため、初婚タイミングの変化は出生順位別出生ハザードが一定でも出生力を変化させることになる。

シミュレーションの手順として、まず1980年シンガポール（民族総数）の出生表（菅2016）を定常状態と考えた。これは、20歳時状態分布と状態間遷移確率（のみ）を用いて作成されたものである。表1に年齢別状態間遷移確率（ ${}_1 M_{x \sim x+4}^{ij}$ ）、表2に20歳時状態分布を含む定常状態の年齢別状態分布（ ${}^s l_x^i$ ）を示す。これを定常状態とみるということは、毎年1,000人の20歳時状態分布別人口（ ${}^s l_{20}^i$ ）がこの仮想的な人口集団に加わってくるという状況を想定している。表2から定常状態の50歳時既婚確率 $TPP(s, 50) = 0.911$ であり、ま

<sup>3</sup> 定常状態における初期状態（20歳時状態分布）はt年のちょうどx歳に状態iである確率 ${}^s l_x^i$ の記号を用いて、 ${}^s l_{20}^i (i = 1, \dots, 6)$ と書く。

<sup>4</sup> 定常状態における状態間遷移確率（初婚・出生順位別ハザード）は、t年の年齢階級（ $x = 20 - 24, \dots, 45 - 49$ ）別状態間遷移確率 ${}_1 M_{x \sim x+4}^{ij}$ の記号を用いて、 ${}_1 M_{x \sim x+4}^{ij}$ （ $ij = 12, 23, 34, 45, 56$ は、それぞれ初婚、第1子出生、第2子出生、第3子出生、第4子以上出生に対応する）と書く。

た TPP を計算すると  $TPP(s, 50) = 2.073$  で人口置換水準にある。また、定常人年を線形近似し、表 1 と表 2 から [7] 式で TFR(49 歳人年までの合計) を計算すると  $TFR(s, 45) = 1.947$  (合計初婚率  $TMR(t, 45) = 0.768$ ) であった (表 3)。

$$TFR(s, a) = \sum_{x=20}^a \sum_i s_1 M_{x \sim x+4}^{ij} \left[ \sum_{y=x}^{x+5} (s_l^i + s_l^{i+1}) / 2000 \right] \quad (i = 2, \dots, 5, ij = 23, 34, 45, 56) \quad [7]$$

表 1. 1980 年のシンガポール女性 (民族総数) の年齢別状態間遷移確率

	初婚	既婚 ×			
		第1子出生	第2子出生	第3子出生	第4子以上出生
20-24歳	0.1193	0.5399	0.2487	0.1325	0.1170
25-29歳	0.1489	0.4765	0.2570	0.1116	0.0685
30-34歳	0.0813	0.3449	0.2158	0.0777	0.0406
35-39歳	0.0526	0.1609	0.0952	0.0334	0.0185
40-44歳	0.0294	0.0346	0.0171	0.0080	0.0032
45-49歳	0.0207	0.0017	0.0007	0.0006	0.0003

出典：菅 (2016) .

表 2. 1980 年のシンガポール女性 (民族総数) の出生表の定常人口 ( $s_l^i$ )

Exact age	未婚	既婚 ×					Exact age	未婚	既婚 ×				
		無子	第1子	第2子	第3子	第4子以上			無子	第1子	第2子	第3子	第4子以上
20	857	55	56	25	5	1	35	149	50	139	352	230	80
21	761	108	83	38	8	2	36	141	50	134	353	238	84
22	675	129	122	57	14	3	37	134	49	129	354	245	89
23	599	134	158	83	21	5	38	127	48	125	354	252	93
24	532	130	187	113	31	8	39	121	47	121	354	259	98
25	472	122	206	144	43	12	40	115	46	117	353	266	103
26	406	128	212	180	58	16	41	111	47	117	353	268	104
27	350	124	217	213	75	21	42	108	49	117	352	270	104
28	302	116	218	243	95	26	43	105	50	116	351	272	105
29	260	105	215	270	116	34	44	102	52	116	350	274	106
30	224	94	208	293	139	42	45	99	53	116	349	276	107
31	206	81	195	313	157	48	46	97	55	116	349	276	107
32	190	71	180	329	175	55	47	95	57	116	349	276	107
33	175	63	166	340	193	63	48	93	59	116	349	276	107
34	162	56	152	348	212	71	49	91	60	116	349	276	107
							50	89	62	116	349	277	107

出典：菅 (2016). 20 歳時状態分布は 1980 年センサスの年齢別配偶関係別人口及び既婚女性の年齢別既往出生数を用いて 15-19 歳と 20-24 歳の平均で計算したものであり、出生表の初期状態 (radix) として用いている。

表 3. 定常状態における初婚・出生順位別出生率

	初婚	既婚 ×				
		パリティ計	第1子出生	第2子出生	第3子出生	第4子以上出生
総数	0.768	1.947	0.761	0.702	0.378	0.106
20-24歳	0.385	0.549	0.319	0.169	0.050	0.011
25-29歳	0.248	0.706	0.276	0.274	0.126	0.030
30-34歳	0.075	0.471	0.118	0.187	0.128	0.037
35-39歳	0.034	0.182	0.039	0.061	0.059	0.023
40-44歳	0.016	0.037	0.009	0.010	0.014	0.004
45-49歳	0.010	0.002	0.000	0.000	0.001	0.000

注：表1, 表2と[7]式で計算した。

シナリオ 2 (未婚化) はシミュレーションを開始する (定常状態からの乖離が起こる)  $t=1$  年に 20 歳の未婚人口の半分 (1,000 人中約 429 人) が結婚をやめ、50 歳まで未婚のままになるという状況を考える。具体的には、当該コーホートの 20 歳時初婚のリスク人口は  ${}^s l_{20}^i/2$  なので実質的に初婚ハザードは  $1/2$  になる。この低下したハザード ( ${}^s M_{20}^{ij}$  の  $ij=12$  のみ  $1/2$ 、その他  $ij$  は定常状態のまま) で 21 歳時  ${}^2 l_{21}^i$  を求め、20 歳未婚人口の半分が結婚しないで未婚のままであることを考えると、21 歳時初婚のリスク人口は  $({}^2 l_{21}^i - {}^s l_{20}^i/2)$  になることがわかる。そのため、初婚の遅れがなかった定常状態と比べて 21→22 歳初婚ハザードは実質的に  $({}^2 l_{21}^i - {}^s l_{20}^i/2) / {}^s l_{21}^i$  倍になると考えられる。以下、当該コーホートが 50 歳に到達するまで同様であり、50 歳に到達した後は定常状態に戻る。

シナリオ 3 (一時的晩婚化) は  $t=1$  年 20 歳コーホートの未婚人口の半分が 5 年間 ( $t=6$  年以後に) 初婚を遅らせ、25 歳からは定常状態における 25 歳の状態間遷移確率  ${}^s M_{25-29}^{ij}$  にしたがうという状況を考える。当該コーホートが 25 歳に到達するまでは ( $t=5$  年までは) シナリオ 2 と同じである。25 歳からは (初婚を遅らせた ( ${}^s l_{20}^i/2$ ) 人も含め)  ${}^6 l_{25}^i$  が定常状態の状態間遷移確率にしたがうということは、当該コーホートの状態間遷移確率は 20~25 歳については実質的に低下し 25 歳から定常状態と同じになると同時に 25 歳時に未婚者が多い状態になっていることを意味する。

シナリオ 4 (コーホート晩婚化) は、シナリオ 3 と同様の変化が、 $t=1$  年 20 歳コーホートだけでなく、その後の  $t=2$  年 20 歳コーホート、 $t=3$  年 20 歳コーホート等々、全コーホートに起こるという状況を考える。このケースでは  $t=1$  年 20 歳コーホートが 25 歳に到達する以後、20~24 歳→21~25 歳の状態間遷移確率が実質的に低下することになる。定常状態は初期状態と状態間遷移確率 (のみ) で決まるので、 $t=1$  年 20 歳コーホートが 25 歳に到達する以後新しい定常状態へ移行することになる。

シナリオ 5 (水平シフト) では、初婚タイミングが遅れるときよくイメージされる年齢プロファイルの水平シフトを検討する。このケースでは当該コーホートの合計出生率は定常状態と概ね同じなので、初婚・出生ハザードのテンポ効果が生ずる。具体的にはシナリオ 3 の変化に加えて、初婚を遅らせた  $t=1$  年 20 歳コーホートの半分は 25 歳になったときから

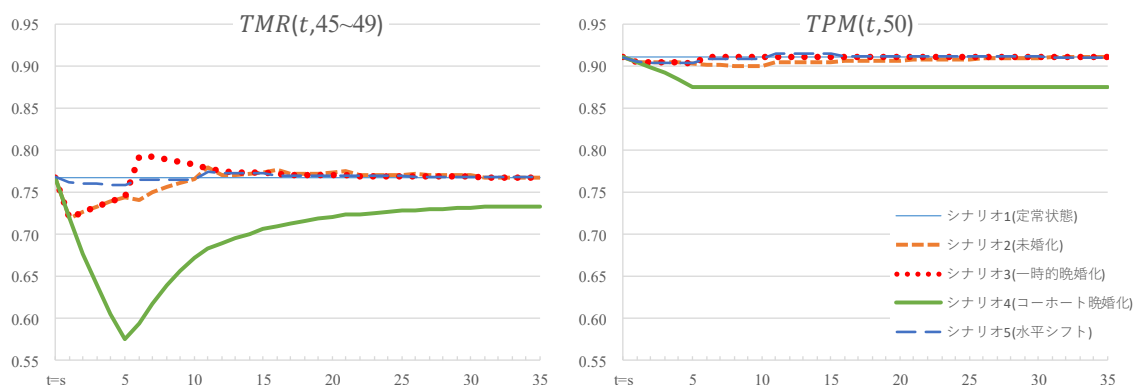
ちょうど5年遅れて初婚・出生行動を行う状況を考える。当該コーホートが25歳に到達するまでは（ $t=5$ 年までは）シナリオ2や3と同じく当該コーホートが20～25歳のときの状態間遷移確率は実質的に低下し25歳時には未婚者が多い状態になっているが、定常状態における出生率は25歳以上合計よりも20～44歳合計の方が高いので（表3）、シナリオ3と比べて実質的なハザードの上昇を経験する時期をとまなう。当該コーホートが50歳に到達した後は、定常状態に戻る。

### 2.3. パリティ分布効果と、出生表の期間出生力 TPP と期間合計出生率 TFR の変動パターンに関するシミュレーションの結果

シミュレーションの結果からえられた初婚と出生に関する期間指標の推移を、それぞれ図1と図2に示す。

図1. 合計初婚率  $TMR(t,45\sim49)$  と出生表の50歳時既婚確率  $TPM(t,50)$  の比較

#### (a) 実数



#### (b) 定常状態を100とした場合の指数

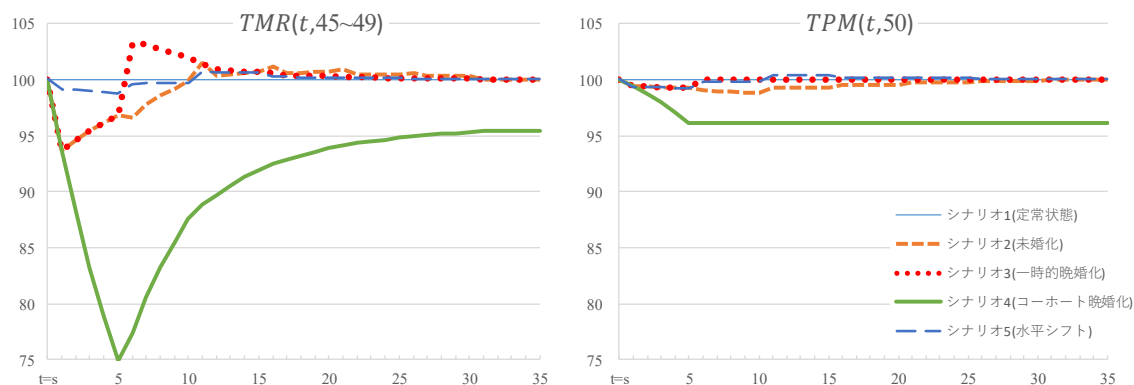


図1で、初婚ハザードの変化の影響を直接受ける初婚に関する期間指標である TMR と TPM を比較すると、まず、シナリオ2と3の TPM の変化が最大で1%程度であるのに対



し、TMR は 7%以上変化している時期があり、変動幅が大きいことが目につく。シナリオ 2 は t=1 年 20 歳コーホートの初婚ハザードの低下によって、TPM は初婚ハザードが最大（低下幅が最大）になる 25-29 歳にかけて低下し、以後初婚ハザードの低下とともに（初婚ハザード低下幅の縮小とともに）定常状態水準に回帰している。一方、TMR では t=1 年に最低になると反転して、t=11 年以後の初婚ハザードは定常状態より低いにもかかわらず TMR は定常状態の水準を超えている。シナリオ 3 では、初婚ハザードの低下が終了した t=6 年に TPM は即座に定常状態の水準に回復するが、TMR は t=1 年に底を打つと反転し t=6 年からは急上昇して定常状態水準より 3%以上高くなっている。このような初婚ハザードが変化していない（TPM が一定の）期間に TMR が変動するのはパリティ分布効果による攪乱である。シナリオ 3 の背後では次の変化が起こっている。まず、定常状態における初婚率は 20 歳が最も高い（表 1~3）ので、20-24 歳の初婚ハザードが実質的に低下するとき 20 歳の TMR が最も大きく低下する。その後 TMR は低下幅を徐々に縮小して、当該コーホートが 25 歳になる（t=5 年）まで初婚ハザードは実質的に低下しているが 26 歳になるとき（t=6 年）、定常状態水準に回復することになる。このコーホートの 26 歳の初婚リスク人口には初婚を 5 年遅らせたグループ（ ${}^s l_{20}^2 / 2 \cong 429$ 人）が含まれる（すなわち、初婚ハザードが低下したことで未婚者・低次パリティが増加した）。そのため、t=6 年の初婚ハザードは定常状態と同じだが、初婚率（=初婚ハザード×未婚人口／女子人口(1,000 人））は定常状態より高くなりうる。

シナリオ 4 では t=1 年に 20 歳以後の全コーホートの晩婚化を想定しており、とくに TMR が大きく変動する。まず、TPM は t=5 年までに初婚ハザードの低下が終わって（t=5 年に 20 歳以後のコーホートはすべて同じ初婚ハザードに従うようになって）即座に旧定常状態より 4%ほど低い新定常状態の水準になる。一方、TMR は初婚ハザードの低下が止まる t=5 年までに旧定常状態の水準と比べ約 25%低下するが、t=30 年にかけて旧定常状態の約 95%の水準（20%ポイント上昇）まで回復している。このパリティ分布効果の背後では、t=5 の 25 歳以上の初婚リスク人口は初婚の遅れが始まる前の旧定常状態の初婚ハザードで 20~24 歳に半分以上が結婚し高次パリティに進んでおり未婚人口が少なくなっているが（表 2）、20-24 歳初婚ハザードの低下で達成された t=5 年以後の新定常状態の 25 歳以上未婚人口は旧定常状態より 4 割ほど多くなっている（表 4）。このため、t=5 年までに 20-24 歳初婚ハザードが低下するため 20-24 歳の初婚率は著しく低下するが、t=5 年に 20-24 歳の初婚率が最低になった後は、25-29 歳未婚人口の増加で 25-29 歳初婚率が増加することになる（表 5）。新定常状態に移行したばかりの t=5 年の 25-29 歳人口は、旧定常状態の高い 20-24 歳初婚ハザードで半分以上が既婚者になっているが、初婚の遅れが始まったコーホートが 25 歳に到達する t=6 年以後は徐々に初婚率が上昇することになる。

表 4. シナリオ 4 (コーホート晩婚化) で t=5 年以後に到達する新しい定常人口 ( $s_x^i$ )

Exact age	新定常人口:シナリオ4(コーホート晩婚化)のt=5年以後						旧定常人口(=100)あたりの新定常人口					
	未婚	既婚×					未婚	既婚×				
		無子	第1子	第2子	第3子	第4子以上		無子	第1子	第2子	第3子	第4子以上
20	857	55	56	25	5	1	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
21	808	71	74	37	8	2	106.2	65.8	89.3	97.3	99.2	99.8
22	764	75	93	52	13	3	113.1	58.2	76.4	90.8	96.6	98.9
23	725	74	108	69	19	5	121.0	55.1	68.5	83.3	92.3	97.0
24	690	70	119	87	27	8	129.8	53.5	63.7	77.1	87.3	94.2
25	660	64	125	104	36	11	139.8	52.5	60.5	72.3	82.5	90.8
26	568	113	134	125	46	14	139.8	88.6	63.1	69.4	79.0	88.6
27	490	133	155	147	57	18	139.8	107.3	71.6	68.9	76.2	86.1
28	422	137	177	172	71	22	139.8	118.4	81.2	70.5	74.5	83.7
29	363	131	193	199	86	27	139.8	125.3	89.9	73.4	73.9	81.6
30	313	121	203	226	103	34	139.8	129.8	97.5	77.0	74.2	80.1
31	289	107	199	251	117	38	139.8	131.6	102.1	80.0	74.9	79.4
32	266	94	191	272	133	43	139.8	133.2	106.1	82.9	75.8	78.9
33	245	84	182	291	149	49	139.8	134.6	109.6	85.5	76.9	78.6
34	226	76	171	306	166	56	139.8	135.7	112.7	87.9	78.1	78.5
35	208	69	160	317	183	63	139.8	136.6	115.4	90.2	79.4	78.5
36	198	68	156	322	190	66	139.8	137.0	116.7	91.1	79.9	78.6
37	188	68	153	325	197	70	139.8	137.4	117.9	92.0	80.5	78.7
38	178	66	149	329	204	73	139.8	137.7	119.0	92.9	81.0	78.8
39	169	65	146	332	212	77	139.8	138.0	120.2	93.8	81.6	78.9
40	160	63	142	334	219	81	139.8	138.2	121.3	94.6	82.2	79.0
41	156	66	142	334	221	82	139.8	138.3	121.5	94.8	82.3	79.0
42	151	68	142	334	223	83	139.8	138.4	121.7	94.9	82.4	79.1
43	147	70	142	334	225	83	139.8	138.5	122.0	95.1	82.5	79.1
44	142	72	142	333	227	84	139.8	138.6	122.2	95.2	82.7	79.1
45	138	73	142	333	229	85	139.8	138.7	122.5	95.4	82.8	79.2
46	135	76	142	333	229	85	139.8	138.7	122.5	95.4	82.8	79.2
47	133	79	142	333	229	85	139.8	138.7	122.5	95.4	82.8	79.2
48	130	81	142	333	229	85	139.8	138.8	122.5	95.4	82.8	79.2
49	127	84	142	333	229	85	139.8	138.8	122.5	95.4	82.8	79.2
50	125	86	142	333	229	85	139.8	138.8	122.6	95.4	82.9	79.2

表 5. シナリオ 4 (コーホート晩婚化) で t=5 年以後に到達する新しい定常状態における初婚・出生順位別出生率

	初婚	既婚×				
		バリエティ計	第1子出生	第2子出生	第3子出生	第4子以上出生
総数	0.733	1.710	0.702	0.616	0.308	0.084
20-24歳	0.198	0.361	0.189	0.120	0.041	0.010
25-29歳	0.347	0.613	0.289	0.211	0.090	0.023
30-34歳	0.105	0.494	0.157	0.199	0.108	0.029
35-39歳	0.048	0.199	0.054	0.072	0.055	0.019
40-44歳	0.022	0.041	0.012	0.012	0.013	0.004
45-49歳	0.014	0.002	0.001	0.001	0.001	0.000

なお、シナリオ5(水平シフト)による TMR と TPM の変化パターンは非常に似ており、 $t=5$  年まで 1%ほど低下し、 $t=5\sim 15$  年は定常状態と同じか 0.5%ほど高く、 $t=16$  年以後定常状態の水準に回帰している。TMR も TPM についても、ともにテンポ効果の攪乱があるが、今回の 1980 年シンガポール(民族総数)の 20 歳時状態分布と状態間遷移確率を用いたシミュレーションによれば、テンポ効果はパリティに関する情報を用いるか否かによらず TMR と TPM 双方に同程度の影響を及ぼす。

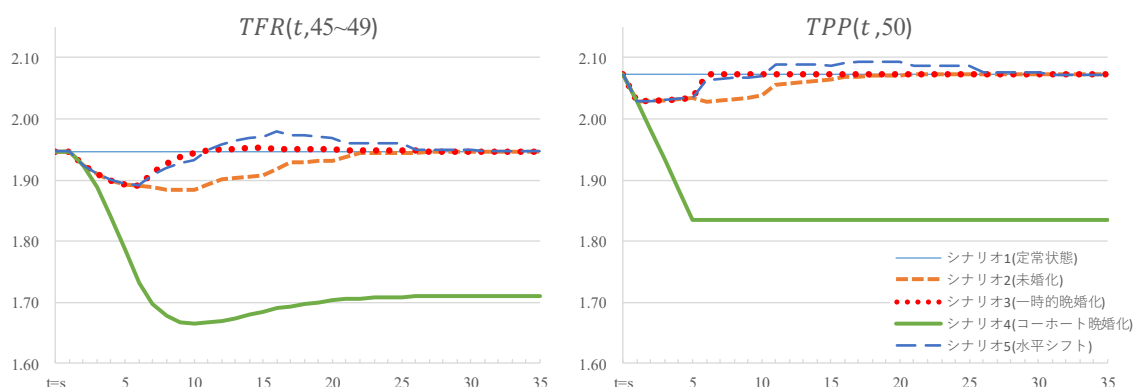
ここで分析を行っている仮想的な人口集団には初婚と出生順位に関する情報(行動の違い)があるため、初婚タイミングの変化は出生順位別出生ハザードが一定でも出生力を変化させることになる。図2で期間出生力に関する TFR と TPP を比較すると、パリティに関する情報を用いる TPP と用いない TFR の推移には TPM と TMR の違いと質的に同様の変化が生じていることがわかる。列挙すると、(1)シナリオ3(一時晩婚化)で TPP は 20-24 歳初婚ハザードが低下している  $t=1\sim 5$  年で約 2%低く  $t=6$  年から即座に定常状態の水準に戻るが、TFR は  $t=2$  年から  $t=6$  年にかけて徐々に低下し( $t=6$ 年で約 3%低下)  $t=10$  年にかけて徐々に回復する( $t=11\sim 30$ 年はわずかに定常状態水準を上回る)。(2)シナリオ4(コーホート晩婚化)では TPP は  $t=5$  年に新定常状態水準(旧定常状態の約 89%)に到達するが、TFR は  $t=10$  年まで低下し、 $t=11\sim 30$  年にかけてゆるやかに上昇、新定常状態水準(旧定常状態の約 88%)に移行する。このような TPP にはみられない TFR の変動はパリティ分布効果による攪乱である。シナリオ4の場合を例にとると、 $t=6$  年に 25 歳以上コーホートは定常状態の初婚・出生ハザードで  $t=6$  年までの間に半数以上が結婚しているだけでなく、2割に子どもがいて、約 15%には 2人以上子どもがいる(表2)というように既に高次パリティになっているため出生率が低い。一方、結婚の遅れのあったコーホート以後では未婚者や低次のパリティに多くの女子人口が残存している(表4)ため 25 歳以上の新定常状態における出生率は旧定常状態より高くなる。このため、初婚タイミングの遅れで 20-24 歳の初婚・出生率は低下するが、新定常状態における 25 歳以上の初婚・出生率は上昇することになる(表5)。ただし、このようなパリティ分布効果でシナリオ3(一時晩婚化)における  $t=6$  年以後の TMR は TPM より高くなっていったが、25 歳以上の旧定常状態の出生率は新定常状態のより高く(表3、表5)、ここで用いた 20 歳時状態分布と状態間遷移確率では(コーホートの)5 年間の初婚の遅れを取り戻せるほどの出生の増加は起こらない。また、シナリオ4では TFR は  $t=6\sim 15$  年にかけて  $t=5$  年の水準を下回って低下しているが、これは初婚の遅れが始まる前のコーホート( $t=6$ 年に 30-34 歳以上)が旧定常状態の状態間遷移確率で高次パリティに移行済みであることによる。初婚の場合にはハザードの変化の影響を直接受け、 $t=5$  年の TMR は旧定常状態から約 25%低下しているのに対し TPM は 4%ほどの低下で大きな差が生じていたが、 $t=5\sim 15$  年頃の TFR と TPP の間にはそれほど大きな差は生じていない。

最後に、(3)シナリオ5(水平シフト)については、TPP は定常状態との比較で  $t=1\sim 5$  年は約 2%低下、 $t=6\sim 10$  年は同水準、 $t=11\sim 25$  年頃まで平均して 1%ほど高くなっている

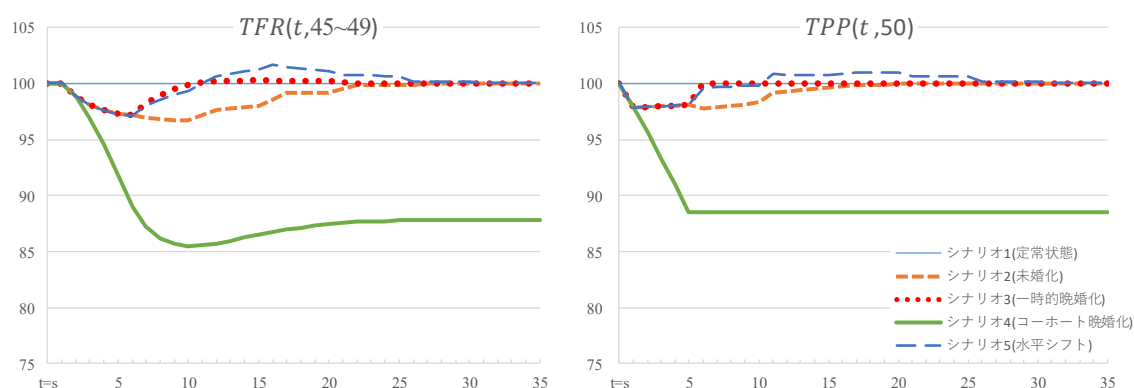
が、TFR は  $t=2$  年から  $t=6$  年にかけて定常状態より 3%低い水準に低下、 $t=7$  年から反転し  $t=16$  年に 2%ほど高い水準になると徐々に低下して  $t=31$  年に定常状態水準に戻っている。TPP と比べ TFR の変化には初婚ハザードの変動とラグがあるのは、(生命表上ではなく) 実際の人口のパリティの調整には時間がかかるためである。

図 2. 合計出生率  $TFR(t,45\sim49)$  と出生表の期間出生力  $TPP(t,50)$  の比較

(a) 実数



(b) 定常状態を 100 とした場合の指数



以上のシミュレーションの結果を簡単に整理すると、(1)TMR と TFR 及び TPM と TPP はいずれも期間指標なのでテンポ効果の攪乱があるものの、シミュレーションで想定した仮想的な人口集団 (1980 年シンガポール女性 (民族総数) の 20 歳時状態分布と年齢別状態間遷移確率) では結婚と出生順位に関する情報を用いるか否かによらずに同程度の影響を及ぼす。(2)パリティに関する情報を用いる TPM と TPP は (初婚) ハザードの変化が停止すると瞬時に定常状態に到達する。結婚やパリティ状態によって、初婚・出生行動が異なることを明示的に統御すること (ハザードを用いること) が当該年次の初婚・出生行動の測定精度を向上させると考えるならば、ハザードの変化に敏感に反応する TPM と TPP の方が初婚・出生行動の測定精度は高く、TMR と TFR にはパリティ分布効果による攪乱がある。

とくに、パリティ分布効果のメカニズムを考えると、初婚や第1子など低次パリティのハザードが変化するとき、TPPはより適切に初婚・出生行動の変化を測定していると考えられることができる。(3)ここでは初婚ハザードの低下が及ぼすパリティ分布効果の影響を検討したが、TFRとTPPの間に生じた差と比較して相対的にハザードの変化の影響を直接受けるTMRはTPMから大きく乖離していた。出生ハザードが変化する際にはパリティ分布効果のTFRへの影響を拡大させる可能性がある。

#### 2.4. 状態分布を用いて測定されるコーホート及び期間出生力指標と合計出生率からみたシンガポールにおける中国系とマレー系の出生力変動：1980～2015年

ここでは状態分布を用いて測定される初婚及び出生に関するコーホート指標(TCM/TCP)及び期間指標(TPM/TPP)と合計初婚率TMR・合計出生率TFRを用い、上述のそれぞれの指標の特徴に留意しながら1980～2015年のシンガポールにおける中国系とマレー系の出生力変動の差を観察する。出生表の完結出生力を測る $TPP(t,50)$ はちょうど50歳になった時の状態分布に基づく。合計出生率 $TFR(t,45\sim 49)$  ([2]式)も $TPP(t,50)$ と同じ疑似コーホートの49歳までの人年を合計したものである。一方、センサスから直接観察される状態分布(実績) $\{tK_x^i\}$ のうち時系列比較が可能な(5歳階級の)最年長は45～49歳で、菅(2016)で推定した状態分布の年齢階級も同じであり、そのまま比較できない。ここでは、40～44歳と45～49歳の状態分布の平均で45歳時状態分布を近似することにし、 $\{tK_{45}^i\}$ を用いて計算した $TCP(t,45)$  ([6]式)と、 $TPP(t,45)$  ([4]式)及び $TFR(t,40\sim 44)$  ([2]式)について、すなわち45歳時の(完結)出生力を検討する。初婚に関する指標についても同様である。

図3は、シンガポールにおける中国系とマレー系について、初婚に関する3つの指標の1980～2015年の推移をみたものである。中国系とマレー系の初婚に関する3つの指標変動には類似点と相違点がある。類似点として、(1)1990年代にTCM、TPM、TMRという3つの指標が同程度の水準になっている、(2)1980年代や2000年代以後はおおむね $TCM > TPM > TMR$ の順に大きい、(3)TMRは期間変動が著しく、中国系の辰年と寅年の変化を余所にすればTCMがもっともスムーズで、次にTPMがスムーズになっている。中国系のTPMは1980年代後半から1990年代後半までおおむね一定の水準(約0.85)で、2000年代前半に低下するが低下後、辰年・寅年の変化を除くと、2015年までおおむね0.80程度で、TMRより分散が小さく、TCMに近い。マレー系のTPMは、1980年代から2000年代前半まで0.93～0.94でほとんど変化しておらず、TMRが1980年代後半に0.15ポイント近く低下しているのと対照的である。一方、中国系とマレー系では、(I)水準が異なる、(II)とくに、1990年代後半以後の $TCM > TPM > TMR$ の乖離はマレー系で著しい、といった差がある。中国系もマレー系も合計初婚率TMRはコーホート推移から著しく乖離しているように見えるし、1990年代の後半から2010年頃にかけてのマレー系のTMRの急落とその後の急転はTPMの低下と回復をともっており急速な初婚ハザードの低下をうか

がわせる。TCM にみられるコーホート間のスムーズな変化を前提にすると、TMR の変化にはテンポ効果・パリティ分布効果の攪乱が大きいように見える。

図 3. 45 歳時の状態分布を用いて測定される初婚に関するコーホート指標( $TCM(t, 45)$ )・期間指標( $TPM(t, 45)$ )及び $TMR(t, 40\sim 44)$ の推移：シンガポールにおける中国系及びマレー系、1980～2015 年

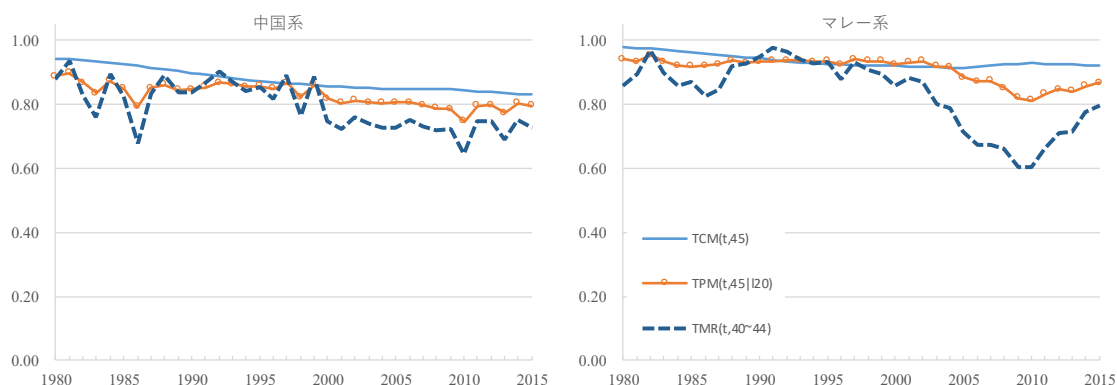


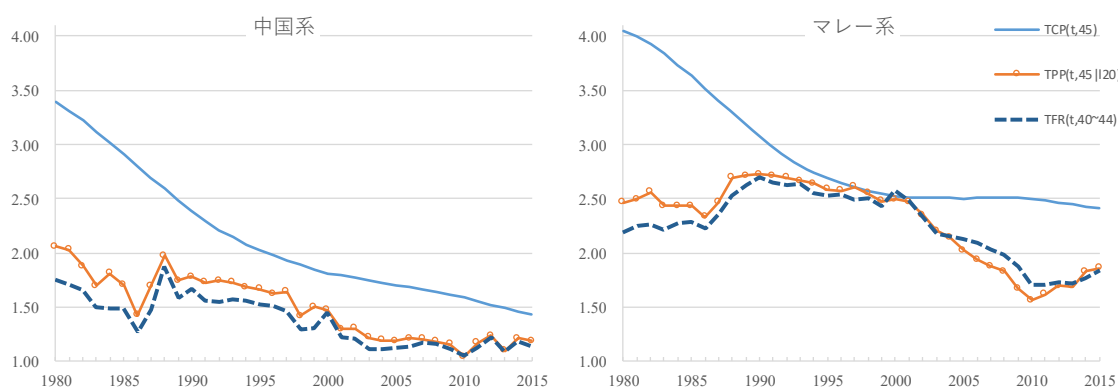
図 4 は、出生に関する 3 つの指標の推移をみたものである。ここでも類似点と相違点を指摘できる。(1)TCP は 1990 年代半ば (1940 年代半ば以前出生コーホート) まで中国系でもマレー系でも急速に低下した (1970 年代半ば以前の出生力転換)。一方で、中国系の TCP は 1990 年代半ば以後もゆるやかに低下しているが、マレー系の TCP は 1990 年代半ばから 2010 年頃までおおむね一定に推移した後、2010 年以後低下の兆しがみられる。出生に関する指標については、既婚確率のように上限 (=1) はなく、コーホート間の変化が大きくて (出生力転換)、高次パリティ割合の急速な低下が起こっているため、TCP と TPP や TFR の疑似コーホート水準 (や変動パターン) を比較するのは難しい。

しかしながら、(2)中国系ではおおむね一貫して TCP と TPP や TFR の差が縮小している。一方、マレー系では 2000 年前後にこれら 3 つの指標が同程度の水準になったあと、TCP はおおむね一定の水準を保ってきたのに、TPP と TFR は急速に低下した。マレー系の出生力変動がテンポ効果によるものかコーホート出生力の低下に起因するのには興味深い。

(3)TFR と TPP の差は中国系では 1980 年からおおむね一貫して縮小しており 2015 年までに差がほとんど消滅した。一方で、マレー系では 1980～2000 年代前半にかけて TFR と TPP の差は縮小しつつ消滅したが、2000 年代後半は  $TPP < TFR$  の差が拡大した。したがって、パリティ分布効果は中国系では近年消滅しつつあり、マレー系でも 2000 年代にいったん拡大したものの 2010 年以後再び消滅しつつある。なお、最後の(3)マレー系で 2000 年代後半に  $TPP < TFR$  の差が拡大したことは、それまで中国系に比べ早婚・皆婚であったマレー系で 1990 年代後半から 2010 年頃まで 20～30 歳代前半の初婚・出生が活

発な世代でハザードが急速に低下した（逆に 2010 年以後  $TPP < TFR$  の差が縮小したのは 20~30 歳代前半のハザードの低下が止まったあるいは上昇に転じた）ことの影響が大きいように思われる。

図 4. 45 歳時の状態分布を用いて測定される出生に関するコーホート指標( $TCP(t, 45)$ )・期間指標( $TPP(t, 45)$ )及び $TFR(t, 40\sim 44)$ の推移：シンガポールにおける中国系及びマレー系、1980~2015 年



### 3. 考察

初婚に関する指標については、パリティに関する情報を用いる出生表の期間結婚力指標 TPM の方が合計初婚率 TMR より大きく、TPM はコーホート変動に類似する一方 TMR はコーホート推移から著しく乖離しており、TMR の変化にはテンポ効果と同時にパリティ分布効果の攪乱がみられた。一方、出生に関する指標については、TFR と TPP の差は 2000 年代後半のマレー系における  $TPP < TFR$  の差の拡大を除くと、パリティ分布効果は消滅しつつあると考えられた。そして、マレー系については、1990 年代の後半から 2010 年頃にかけて TMR が急落しその後急反転していたが、これは TPM の低下と回復をともなっており急速な初婚ハザードの低下がうかがわれた。この初婚ハザードの低下は TPP を低下させるので、 $TPP < TFR$  の差を拡大させる要因となる。

また、出生に関する指標については、コーホート間の変化（出生力転換による高次パリティ割合の急速な低下）が起こっているため、TCP と TPP や TFR の疑似コーホート水準（や変動パターン）を比較するのは難しかった。しかし、マレー系では 2000 年前後にこれら 3 つの指標が同程度の水準になったあと、TCP はおおむね一定の水準を保ってきたのに、TPP と TFR は急速に低下した。マレー系の最近の出生力変動は初婚ハザード低下の影響が大きいのか、テンポ効果によるものかコーホート出生力の低下に起因するののかに関する知見が今後のマレー系の出生力を左右するものと考えられる。出生表の TPP は、TCP と同じくパリティに関する情報を用いている。ここでは、このことがコーホート出生力変動に関し示唆を与えるのかについて考察する。すなわち、 $t$  年  $x$  歳のパリティ分布は  $t-x$  年生まれコーホ

ートの  $x$  歳までの行動を縮約しているため、45 歳時のパリティ分布はコーホート（完結）出生力になるし、結婚やパリティ状態によって初婚・出生行動が異なることを明示的に統御してハザードを用いることができる。また出生力低下の過程で若年層と年長世代のパリティ分布に乖離が生じることがパリティ分布効果を生んでいる。菅（2016）が作成した出生表では 20 歳時状態分布を初期状態として用いていた（当該年次の出生パターンを最大限に反映させていた）が、初期状態を年長世代のものに近づけると生まれ年の近いコーホート間の比較を行うことになるので、出生表の 45 歳時状態分布は当該年の 45 歳時状態分布（実績）に近づく。

このように初期状態を、たとえば 20 歳時から 35 歳時に変化させた場合の TPP を  $TPP(t, 45 | {}^t l_{35}^1)$  と書くと、 $TCM(t, 45)$  と  $TPP(t, 45 | {}^t l_{35}^1)$  の差は、10 歳年長コーホートの 35 歳時状態分布 × 当該コーホートの 35～45 歳遷移確率と、出生表を作成する  $t$  年の 35 歳時状態分布 ×  $t$  年疑似コーホートの 35～45 歳遷移確率の差に変化する<sup>5</sup>。そして、35 歳以上のハザードは水準が低く変化も少ない（コーホート間で安定的に推移してきている）ため、初期状態を 35 歳時状態分布に変化させた場合、出生表の 45 歳時状態分布と当該年の 45 歳時状態分布（実績）の差に対する寄与は 35～45 歳遷移確率（出生表を作成する年次の時点で 35 歳より年長世代の過去の行動の結果）より 35 歳時点における状態分布（出生表を作成する  $t$  年 35 歳のコーホートの過去の行動の結果）の方が大きいものと考えられる。これは 35 歳時状態分布を初期状態として用いる出生表の完結出生力指標がコーホート指標の（将来の）変化を近似する可能性を示唆する。

さらに、35 歳時状態分布を初期状態として用いる出生表の  $TPP(t, 45 | {}^t l_{35}^1)$  と、20 歳時状態分布を初期状態として用いる出生表の  $TPP(t, 45 | {}^t l_{20}^1)$  は 35～45 歳遷移確率は同一疑似コーホートのものを用いるため 35 歳以上は同様になり、 $TPP(t, 45 | {}^t l_{35}^1)$  と  $TPP(t, 45 | {}^t l_{20}^1)$  の差は 35 歳までに生じる、したがって、過去 15 年分の 20～34 歳階級（という初婚・出生行動の変化が著しい年齢層）のコーホート変化を縮約していると考えられる<sup>6</sup>。

図 5～6 は、図 3～4 にそれぞれ初期状態として、 $a=\{20,25,30,35,40\}$  歳時状態分布を用いる出生表の期間指標 ( $TPM(t, 45 | {}^t l_a^1)$ ) を重ねたものである。表 6～7 には、初期状態として用いる状態分布の年齢を変化させることが出生表の初婚・出生に関する期間指標 ( $TPM(t, 45 | {}^t l_a^1)$  及び  $TPP(t, 45 | {}^t l_a^1)$ ) をどのように変化させるかについて、当該年のコ

<sup>5</sup> つまり、25 歳年長コーホートの 20 歳時状態分布 × 当該コーホートの初婚・出生行動と出生表を作成する  $t$  年の 20 歳時状態分布 ×  $t$  年疑似コーホートの遷移確率の差であった 25 年分のコーホート変化を 10 年分のコーホート変化に縮約している。

<sup>6</sup>  $TPP(t, 45 | {}^t l_{35}^1)$  と  $TPP(t, 45 | {}^t l_{20}^1)$  の差は、15 歳年長コーホートの 35 歳時状態分布と出生表を作成する  $t$  年の 20 歳時状態分布 ×  $t$  年疑似コーホートの 20～34 歳推移確率の差に起因する。疑似コーホートの 20～34 歳推移確率は、おおむね 5 歳年長コーホートの 20～24 歳推移確率 × 10 歳年長コーホートの 25～29 歳推移確率 × 15 歳年長コーホートの 30～34 歳推移確率で、それぞれのコーホートの過去の行動の結果（パリティ分布）に基づくので過去 15 年分のコーホート変化を縮約しているといえる



ーホート指標( $TCM(t, 45)$ 及び( $TCP(t, 45)$ )に対する比で示した。

図 6 において、20 歳時状態分布を用いる  $TPP(t, 45 | l_{20}^1)$  と 35 歳時状態分布を用いる  $TPP(t, 45 | l_{35}^1)$  を比較すると、中国系もマレー系も 2000 年代に差が拡大したが、中国系では 2010 年以後はこの差には縮小する傾向が見られ、したがって近年の中国系におけるコーホート変化は収束しつつあるという可能性がある。マレー系については 2000 年代に拡大した  $TPP(t, 45 | l_{35}^1)$  と  $TPP(t, 45 | l_{20}^1)$  の差は 2010 年以後も一定の幅がある。しかしながら、マレー系の年齢別ハザードをみると 2010 年前後に 25 歳以上 30 歳代の第 1 子出生ハザードが反転しており、第 2 子出生ハザードも 20 歳代で下げ止まり 30 歳代前半で反転するなど、2010 年以後にキャッチアップが起こっている。コーホート指標の変化を近似すると考えられる初期状態に 35 歳時状態分布を用いる  $TPP(t, 45 | l_{35}^1)$  の推移をみると、中国系もマレー系でも 2000 年前後から 2010 年まで低下し、2010 年から 2015 年はやや回復か低下が止まって安定的に推移している。短期的にはマレー系も置換水準に近い出生力が維持される可能性が示唆される。

また、初期状態として用いる状態分布の年齢別の  $TPP(t, 45 | l_a^1)$  を 35 歳以下で比較すると、前述の通り中国系では初期状態として用いる状態分布の年齢を変えることによる変化は収束しつつあるが、マレー系では  $TPP(t, 45 | l_{30}^1)$  と  $TPP(t, 45 | l_{25}^1)$  の差<sup>7</sup>と比較しても、 $TPP(t, 45 | l_{35}^1)$  と  $TPP(t, 45 | l_{30}^1)$  の間に生じる差<sup>8</sup>が著しく大きくなっている。これは、マレー系では近年 30 歳時状態分布(25-29 歳状態分布と 30-34 歳平均)が大きく変化し、コーホート指標を近似する  $TPP(t, 45 | l_{35}^1)$  への寄与が大きくなっている可能性を示唆する。短期的にはマレー系の出生力水準は維持されとしても、長期的にはその動勢、すなわち低年齢層の急速な晩婚化と低年齢層で第 1 子や第 2 子出生のリスク人口にならなかったことの帰結を見守ることが必要である。

---

<sup>7</sup>  $TPP(t, 45 | l_{30}^1)$  と  $TPP(t, 45 | l_{25}^1)$  は 30 歳以上ハザードは共通なので、5 年前コーホートの 25 歳時状態分布 × 同コーホートの 25-29 歳ハザード実績と当年 25 歳時状態分布 × 当年 25-29 歳ハザードの比較によって生じる差である。

<sup>8</sup>  $TPP(t, 45 | l_{35}^1)$  と  $TPP(t, 45 | l_{30}^1)$  の間に生じる差は、35 歳以上ハザードが共通なので、5 年前コーホートの 30 歳時状態分布 × 同コーホートの 30-34 歳ハザード実績と当年 30 歳時状態分布 × 当年 30-34 歳ハザードによって生じる。

図 5. 45 歳時の状態分布を用いて測定される初婚に関するコーホート指標( $TCM(t, 45)$ )・初期状態に  $a=\{20,25,30,35,40\}$  歳時状態分布を用いる出生表の期間指標( $TPM(t, 45 | {}^t l_a^1)$ )、及び  $TMR(t, 40\sim 44)$  の推移：シンガポールにおける中国系及びマレー系、1980～2015 年

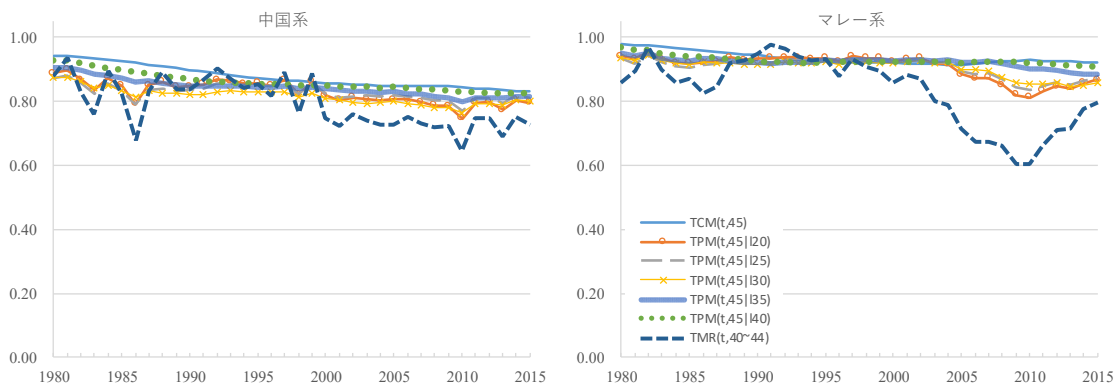


表 6. 初期状態別出生表の初婚に関する期間指標( $TPM(t, 45 | {}^t l_a^1)$ )のコーホート指標( $TCM(t, 45)$ )に対する比の推移

	民族及び初期状態として用いる状態分布の年齢									
	中国系					マレー系				
	20歳	25歳	30歳	35歳	40歳	20歳	25歳	30歳	35歳	40歳
1980	94.1	92.5	92.6	96.1	98.5	96.1	95.2	95.9	97.2	99.1
1985	91.7	90.0	90.2	94.4	97.0	95.3	94.1	95.0	96.2	97.4
1990	94.1	92.9	91.4	94.4	96.7	98.7	97.6	96.9	97.7	97.9
1995	98.2	97.4	94.8	96.9	97.9	101.1	100.2	100.0	100.3	99.6
2000	95.4	96.2	94.5	97.9	98.9	100.5	100.4	99.7	100.5	100.4
2005	95.0	96.5	94.4	98.1	99.6	96.8	97.9	98.5	100.8	100.8
2010	88.3	91.0	90.4	94.6	98.1	87.4	90.2	91.9	97.0	99.2
2015	95.7	97.7	96.3	98.1	99.2	94.2	95.0	93.4	96.2	98.5

図 6. 45 歳時の状態分布を用いて測定される初婚に関するコーホート指標( $TPM(t, 45)$ )・初期状態に  $a=\{20,25,30,35,40\}$  歳時状態分布を用いる出生表の期間指標( $TPP(t, 45 | {}^t l_a^1)$ )、及び  $TFR(t, 40\sim 44)$  の推移：シンガポールにおける中国系及びマレー系、1980～2015 年

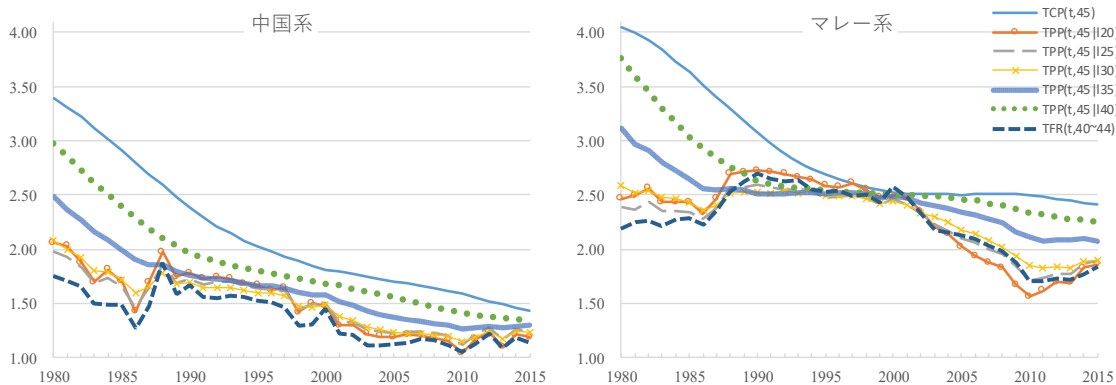


表 7. 初期状態別出生表の出生に関する期間指標( $TPP(t, 45 | {}^t l_a^1)$ )のコーホート指標( $TCP(t, 45)$ )に対する比の推移

	民族及び初期状態として用いる状態分布の年齢									
	中国系					マレー系				
	20歳	25歳	30歳	35歳	40歳	20歳	25歳	30歳	35歳	40歳
1980	60.7	58.3	61.1	73.1	87.6	60.9	59.1	63.8	77.0	92.8
1985	58.6	56.8	59.1	68.5	82.1	67.0	64.4	66.9	72.8	83.8
1990	74.7	72.4	70.8	74.0	82.2	88.4	84.4	81.9	81.7	85.3
1995	82.3	81.2	78.8	82.3	88.9	96.2	92.0	92.5	93.2	94.4
2000	81.3	82.3	82.2	86.9	92.9	99.1	97.5	96.9	98.9	99.7
2005	69.8	71.8	72.2	80.6	91.4	80.9	83.9	87.2	93.6	98.4
2010	65.7	70.3	72.3	79.8	89.0	62.4	68.6	74.0	84.2	93.4
2015	82.6	86.2	86.2	90.8	93.9	77.3	78.8	78.7	86.3	93.3

#### 4. まとめ

本稿ではシンガポールにおける人口増加率と出生・死亡・人口移動との関係について、人口増加率と出生や死亡に関する動態率よりも人口（年齢）構造が人口増加率の地域差をよく説明するという日本の地域間にみられるような関係がシンガポールの民族別人口においてもみられるのかを確認した。2010～2015年の人口減少を開始した日本と比べると、1970～1975年から2010～2015年のシンガポールの人口は若く、自然増加率・人口増加率も高い。逆に言えば、高齢化の水準は低く、死亡率も低い。そのため、日本の地域間でみられるような人口増加率の期首時点における人口（年齢）構造が人口増加率に強く作用するというパターンはシンガポールの民族別人口にはみられず、この間のシンガポールの人口変動の民族差の主要な要因は、中国系で活発な入国超過と、マレー系の高い自然増加率の背景にある出生力較差であることがわかった。そこで、本稿では出生力較差に着目し、とくに民族差の要因を探るため「結婚と既往出生数（パリティ）に関する状態分布」について分析し、「結婚と既往出生数（パリティ）に関する状態分布」についての情報（当該コーホートの過去の結婚・出生行動の結果）は出生力の予測精度を改善し、ひいては高齢化の見通しに資するの可否かについて考察した。

具体的には、初婚と既往出生順位に関する状態分布を用いて測定されるコーホート指標（TCM/TCP）及び期間出生力指標（TPM/TPP）と、パリティ状態分布に関する情報を利用しない期間出生力指標である合計初婚率 TMR/合計出生率 TFP の関係を整理した。(1)パリティに関する情報を利用する TCP と TPP は、未婚者と高次パリティの女性の行動が異なることを明示的に考慮し統御することができる指標、(2)TPP と TFR が疑似コーホートから計算される期間指標であるためコーホートの出生力が一定であるとしても、タイミングの変化で攪乱されるというテンポ効果（tempo distortion）の問題が生ずる指標、(3)期間出生力指標のうちパリティに関する情報を利用する TPP と利用しない TFR を比較すると、後者は初婚・出生順位別出生ハザードが一度変化するとハザードが一定になった後もパ

リティの変化に攪乱されるというパリティ分布効果 (parity distortion effect) の問題が生ずる指標である。その上で、パリティ状態分布に関する情報を利用しない場合に起こるパリティ分布効果がどのように生じているのかについてシミュレーション分析を行い、出生力低下の過程で生じる若年層と年長世代のパリティ分布の乖離がパリティ分布効果の原因であることを模式的に示して、TFR と比べて TPP は初婚・パリティ状態によって行動が異なることを明示的に統御してハザードの変化を敏感に精確に測定する指標であることを指摘した。とくに初婚や第 1 子出生など低次パリティのハザードが変化するとき、TPP はより適切かつ精確に初婚・出生行動の変化を測定していると考えることができた。

そして、状態分布を用いて測定される初婚及び出生に関するコーホート指標 (TCM/TCP) 及び期間指標 (TPM/TPP) と合計初婚率 TMR・合計出生率 TFR を用い、それぞれの指標の特徴に留意しながら 1980~2015 年のシンガポールにおける中国系とマレー系の出生力変動の差を観察した。その結果、中国系についてもマレー系においても、初婚に関する指標については、パリティに関する情報を用いる出生表の期間結婚力指標 TPM の方が合計初婚率 TMR より大きく、TPM はコーホート変動に類似する一方 TMR はコーホート推移から著しく乖離しており、TMR の変化にはテンポ効果と同時にパリティ分布効果の攪乱がみられた。出生に関する指標については、TFR と TPP の差は 2000 年代後半のマレー系において拡大した  $TPP < TFR$  の差を除くと、パリティ分布効果は消滅しつつあると考えられた。また、マレー系については、1990 年代の後半から 2010 年頃にかけて TMR が急落しその後急反転していたが、これは TPM の低下と回復をともなっており急速な初婚ハザードの低下がうかがわれた。この初婚ハザードの低下は TPP を低下させるので、 $TPP < TFR$  の差を拡大させる要因となっていた。

また、出生に関する指標については、コーホート間の変化 (出生力転換による高次パリティ割合の急速な低下) が起こっているため、TCP と TPP や TFR の疑似コーホート水準 (や変動パターン) を比較するのは難しくなっていた。しかし、マレー系では 2000 年前後にこれら 3 つの指標が同程度の水準になったあと、TCP はおおむね一定の水準を保ってきたのに、TPP と TFR は急速に低下した。マレー系の最近の出生力変動は初婚ハザード低下の影響が大きいのか、テンポ効果によるものかコーホート出生力の低下に起因するののかに関する知見を得るため、TPP が TCP と同じくパリティに関する情報を用いていることがコーホート出生力変動に関し示唆を与えるのかについて最後に考察し、短期的にはマレー系も置換水準に近い水準の出生力を維持するとしても、長期的には 30 歳までの初婚・出生行動の変化によって近年 30 歳時状態分布が急速に変わっていることがコーホート出生力に及ぼす影響を注視する必要があることがわかった。

本稿ではパリティに関する情報を用いない TFR にパリティ分布効果が生じることを示すシミュレーション分析を行ったが、1980 年シンガポール女性 (民族総数) の 20 歳時状態分布と年齢別状態間遷移確率を前提とし、初婚タイミングが変化する場合についてのみ検討を行った。1980 年シンガポール (民族総数) はほぼ人口置換水準の出生力があり、出生力

低下後の年齢別状態間遷移確率を前提とすると TFR と TPP の変動パターンも異なる可能性がある。最近の出生力変動へのテンポ効果やパリティ分布効果の影響を調べるためには、その寄与の分解など実績データへの実証的なアプローチが必要だろう。また、出生ハザードが変化する状況ではパリティ分布効果の TFR への影響を拡大させる可能性があり、検討が必要だろう。

Bongaarts, John and Tomas Sobotka. 2012. "A Demographic Explanation for the Recent Rise in European Fertility," *Population and Development Review*, 38(1): pp.83-120.

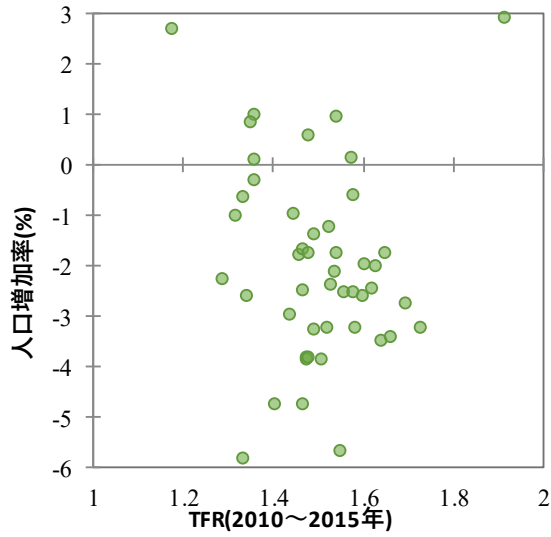
Rallu, Jean-Louis and Laurent Toulemon. 1994. "Period Fertility Measures: The Construction of Different Indices and Their Application to France, 1946-89," *Population: An English Selection*, Vol.6: pp.59-93.

Singapore National Population and Talent Division (2013) *A Sustainable Population for a Dynamic Singapore -Population White Paper*, Singapore.

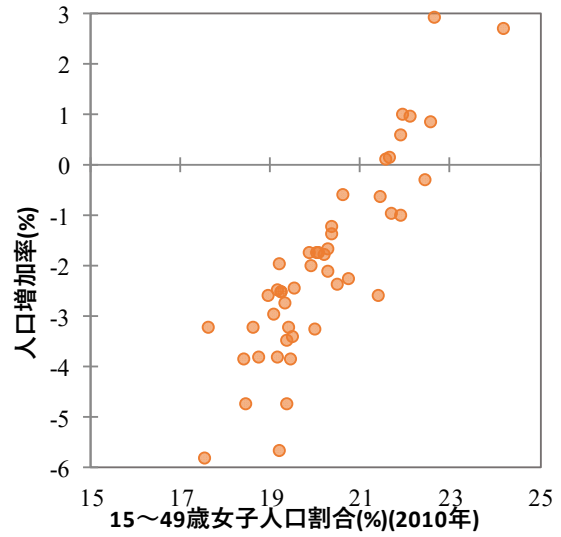
岩澤美帆・金子隆一（2013）「分母人口を限定した出生力指標から見る 2005 年以降の期間合計出生率反転の構造」『人口問題研究』第 69 巻 4 号、pp.103-123.

菅桂太（2016）「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（政策科学研究推進事業）（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。

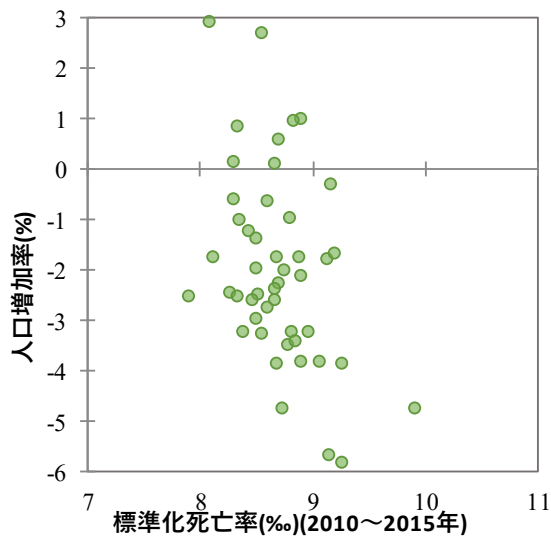
章末図 1. 日本における人口増加率と出生、死亡、人口移動の都道府県間相関



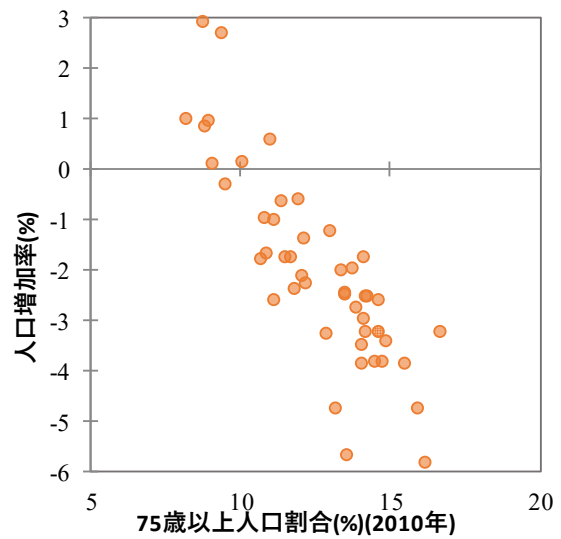
相関係数=-0.0837



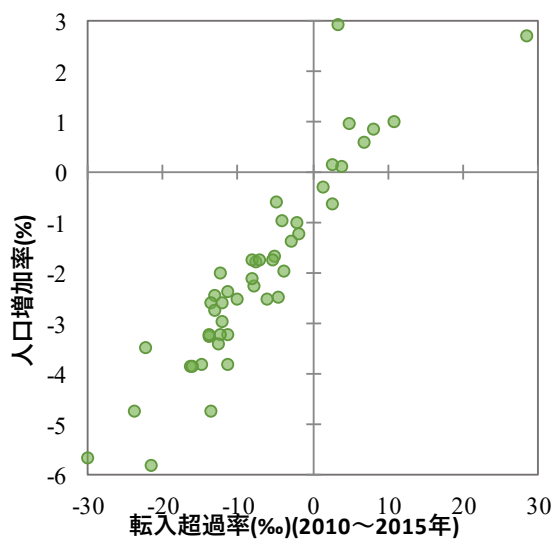
相関係数=0.8825



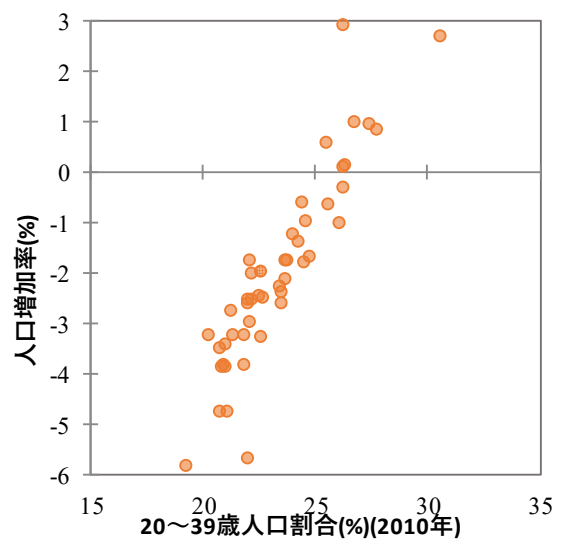
相関係数=-0.4126



相関係数=-0.8445

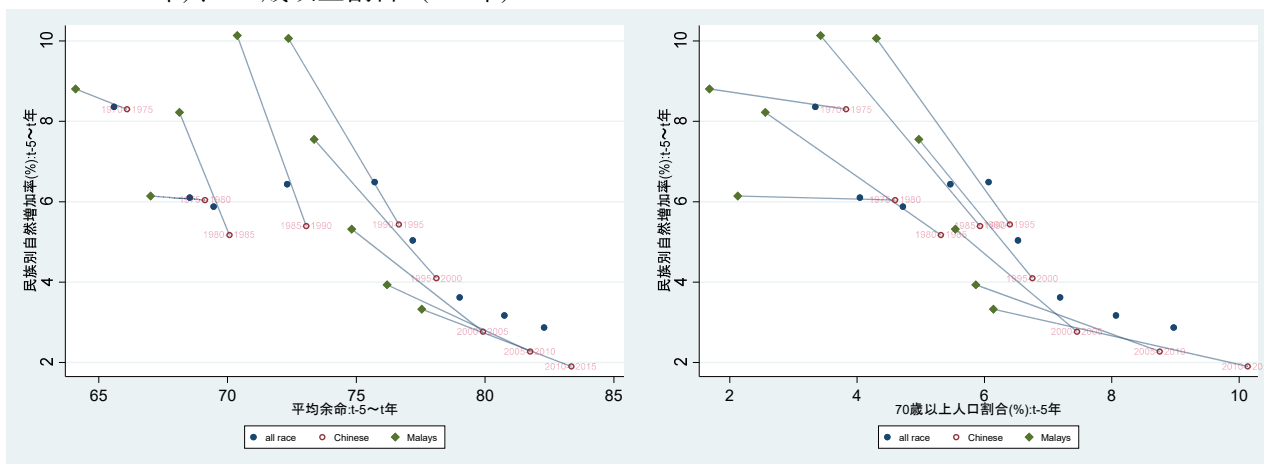


相関係数=0.9202

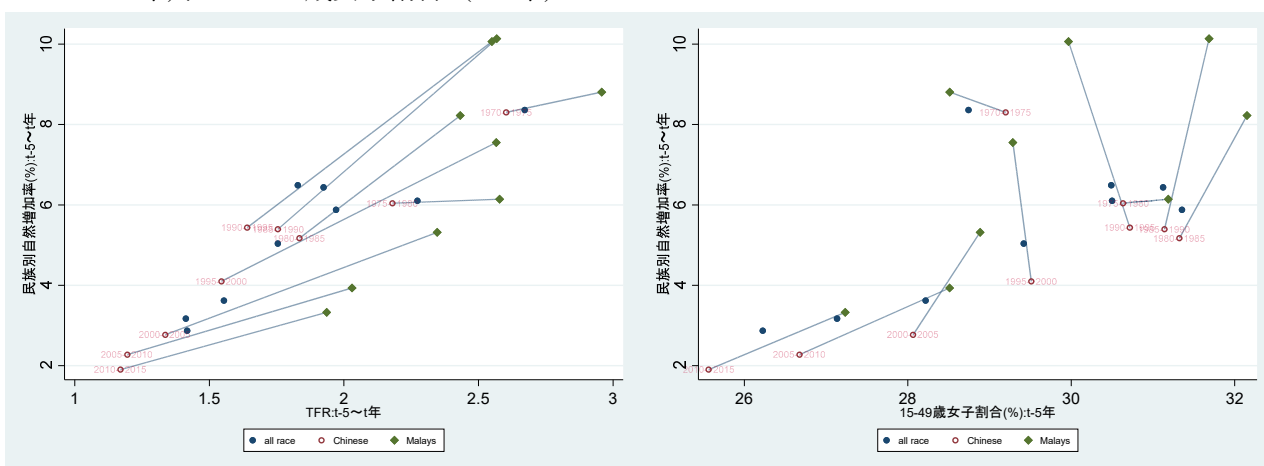


相関係数=0.9099

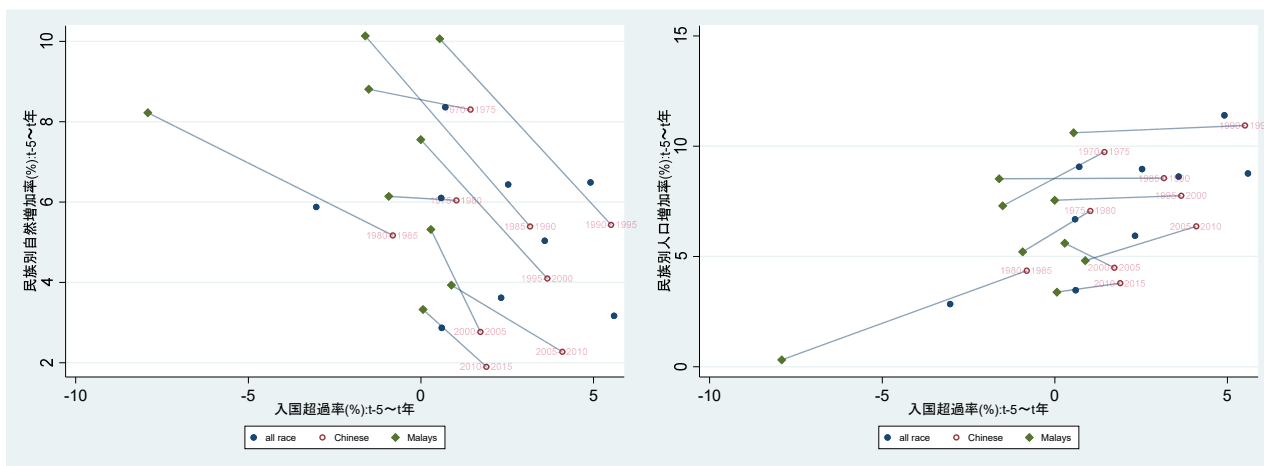
章末図 2. シンガポールにおける中国系とマレー系の自然増加率 (t-5~t年) と平均寿命 (t-5~t年)、70歳以上割合 (t-5年)



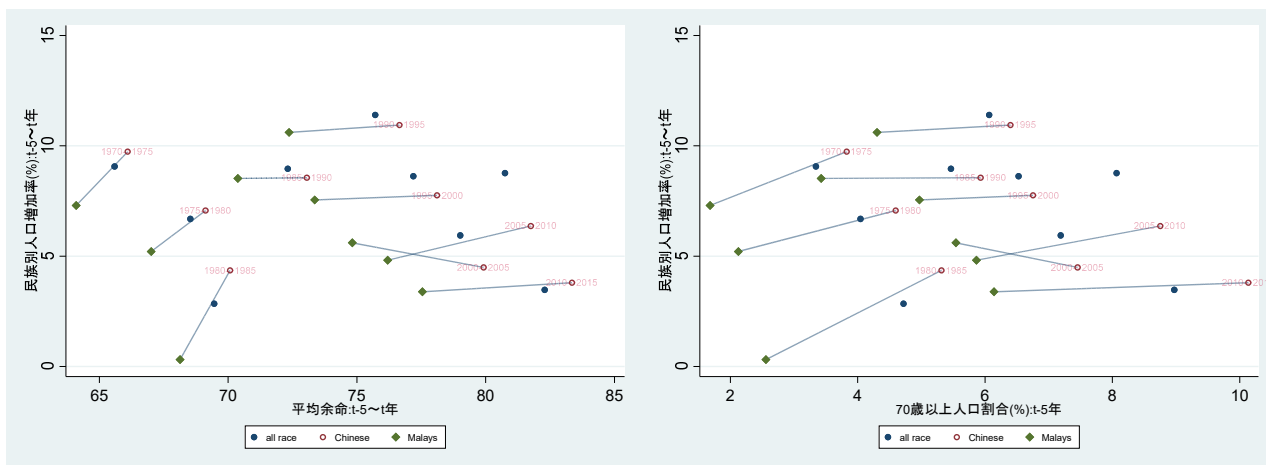
章末図 3. シンガポールにおける中国系とマレー系の自然増加率 (t-5~t年) と TFR (t-5~t年)、15~49歳女子割合 (t-5年)



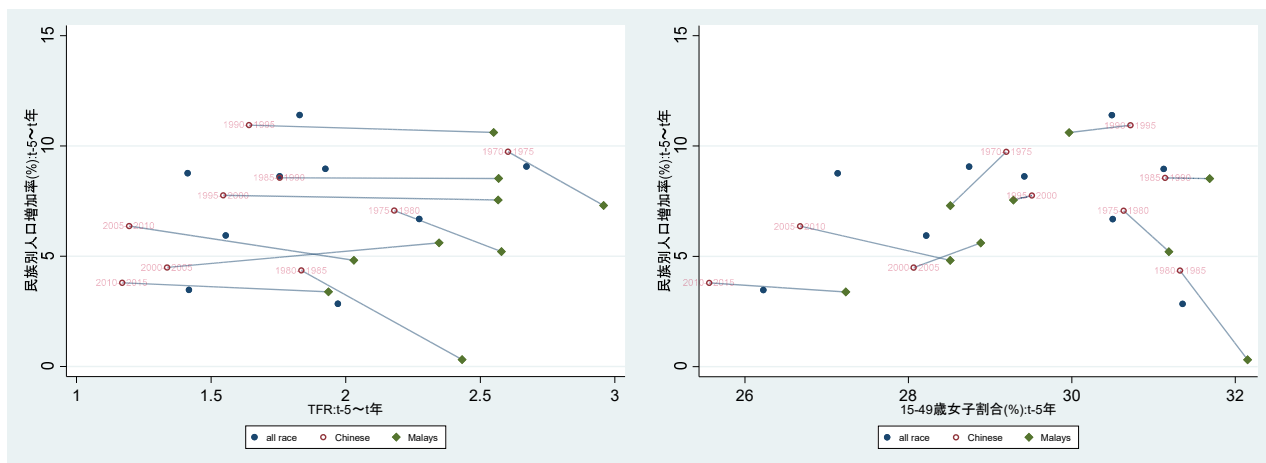
章末図 4. シンガポールにおける中国系とマレー系の入国超過率 (t-5~t年) と自然増加率 (t-5~t年)、人口増加率 (t-5~t年)



章末図 5. シンガポールにおける中国系とマレー系の人口増加率 (t-5~t年) と平均寿命 (t-5~t年)、70歳以上割合 (t-5年)



章末図 6. シンガポールにおける中国系とマレー系の人口増加率 (t-5~t年) と TFR (t-5~t年)、15~49歳女子割合 (t-5年)



章末図 7. シンガポールにおける中国系とマレー系の人口増加率 (t-5~t年) と入国超過率 (t-5~t年)、20-39歳割合 (t-5年)

