

特集 I : 東アジア, ASEAN 諸国における UHC に資する人口統計システムの整備・改善
に関する総合的研究

シンガポールにおける出生力転換, 超少子化と人口政策

—主要民族の差異と類似性—

菅 桂 太

シンガポールにおける人口政策の導入・転換タイミングと出生力の民族格差及びその変化パターンを対照して観察し, ライダー指標 (Ryder 1980) を用いてカンタムとテンポの寄与に分解した。シンガポールにおける人口政策の展開を整理して1960-70年代に実施された人口抑制政策が1987年前後に転換されたことを指摘し, 1947-2020年の期間出生率と1870年代から1980年代生まれのコーホート合計出生率の長期推移を民族別に概観した。そのうえで, コーホート・カンタムとコーホート・テンポが期間出生率の変化に及ぼした影響について, 民族別に検証した。

分析の結果, 人口抑制政策が集中的に実施された時期においても, 1980年代半ばの人口政策転換時においても, テンポがすべての民族で重要な寄与をしていたことがわかった。一方で, テンポの水準や変化パターンには民族差があり, 他方で2000年代以降の包括的家族人口政策導入後においてもカンタムは低下を続けていた。これらの含意を論じた。

キーワード: コーホート出生力, テンポ, 民族差, 人口政策

I. 課題

シンガポールにおける1950年代以来の期間出生力の長期的な変化を, 家族人口政策の導入と転換のタイミングと照らして観察することを目的とする。とくに, ライダー (Ryder 1980) の指標を用いて, 期間出生率に対するコーホート出生力変動のカンタムとテンポの影響, すなわちコーホートの合計出生率の変化とコーホートの出生タイミング変化が及ぼす影響を分解する。このような期間出生率と政策導入タイミングとの関係について, 民族間にどのような差異と類似性があるのかを検証する。

シンガポールは, 人は唯一の資源であるという認識が常にあり, 世界各国のなかでも, 最も人口 (政策) を重視して来た国のひとつである。小国であるからこそ可能な実験的ともいえる積極的な政策を採ってきた (菅・曹 2021)。マクロデータを用いて政策効果を精緻に検証することは困難だが, 民族別年齢別出生率の長期時系列データには政策介入とそれに対する民族別世代別の女性あるいは夫婦の出生行動 (反応) が縮約されているはずである。実証的な見地から出生力の期間変化と政策導入タイミングの関係が整合的なのかに

ついて推し量ることは無意味ではないだろう。実際、伝統的に様々研究がなされており、シンガポールにおける出生力転換に関し、同様の接近を行った例として Anderson, Chen and Fook-Kee (1977) がある。

テンポ効果とは、コーホートの合計出生率が一定であっても出生タイミングの変化が期間出生率を変化させる影響を指す。金子 (2004: p.24, 注12) の明解な説明を借りれば、晩産が始まる前の早く産み始め早く産み終わる世代と、晩産が始まってなかなか産み始めない世代が特定の年次に重なると年次出生率は低くなる、このような世代 (コーホート) の出生タイミング変化の年次出生率に対する効果をタイミング効果 (テンポ効果) と呼んでいる。このような問題があるのにもかかわらず、期間出生率に着目し、なぜライダー指標を用いるのかについて、ここで付言しておきたい。期間出生率に着目する第一の理由は、政策評価研究 (Heckman and Vytlacil 2007) における回帰不連続性デザイン (regression discontinuity design, Lee and Lemieux 2010) が政策導入直前と導入直後の値を比較することによって政策の効果を識別するように、政策の効果は期間指標への影響と捉えることができるためである。この政策の効果には、テンポの影響 (寛大な出生促進政策導入直後への出生の集中というタイミング変化の影響) が含まれることに注意されたい。

さらに、人口政策の目的は人口の規模と構造を長期的に安定化させることにある。それは純再生産率を1に維持することで達成される。したがって、人口政策とはテンポの影響を含む期間指標である純再生産率に働きかける行為であり、少なくとも短期的には、テンポの影響があっても (なくても) テンポは人口政策が目標とする指標の一部である (Bhrolcháin 2011)。ただし、テンポの変化を通じて一時的に純再生産率が1を達成することは本来の目的ではなく、人口の規模と構造の安定は純再生産率を長期的に安定させることを要求する。ショーエン (Schoen 2004) は、期間指標と比べコーホート出生率が安定して推移するのは、定量的な性格ではなく完結出生児数 (家族数) の変化が社会規範等の変化と連動するための質的な性格であると指摘する。期間指標 (代表的な代理指標が疑似コーホートの期間合計出生率) を長期的に人口置換水準に維持することができれば人口政策の目的は達成されるのだが、実態のある人口集団の平均的な家族数 (代表的指標がコーホート合計出生率) に着目し、長期的に人口置換水準に安定させる、少なくとも観察することが必要であるというのがショーエンの指摘であろう。このような観点からは、分析対象年次のコーホート指標が人口置換水準からどの程度乖離していると考えられるのか、期間指標はどの程度の誤差をもってその乖離を映し出しているのが解明すべき課題となる。これらの課題に精確に答えるのがライダーの指標である。

実証的には、20世紀後半に少子化が本格化した国・地域では、総じて晩産化が起こっており、期間合計出生率にはボンガーツとフィーニー (Bongaarts-Feeney 1998) が定義したテンポの歪み (tempo distortion) が生じていた。ボンガーツとフィーニーのテンポ修正の方法は国連推計のデータを極めて効率的に利用する手法であるものの、疑似コーホートの出生タイミングの遅れがずっと続く場合の疑似コーホートの合計出生率の低下を測るというモデル分析上の仮想的な指標であり (Zeng and Land 2002)、期間出生率の年齢ス

ケジュールの変化からは実際に出生行動を行う女性や夫婦の完結出生力とタイミングの変化を評価することはできない (Bhrolcháin 2011; Schoen 2004). 上述の通り, 政策の効果は, 実際に出生行動を行うコーホート集団の出生タイミングの変化を通じて, テンポ効果を生じさせるため, 期間指標へのカンタムの変化とテンポの効果を区別して評価する必要がある. 期間指標を用いた分析で達成することは困難であり, 特定期間の特異性を浮かび上がらせることができるコーホート出生率を参照する必要がある.

ライダー指標はマクロ出生力変動の分析において有用な手法であるにも関わらず, その適用例はいくつかの例外を除きほとんど見当たらない. 限られた例外のうち, 原 (2005) は1950年代後半から1990年代半ばのスイスと1970年代半ばから1990年代半ばの日本, 東西ドイツ, オーストラリア, オランダのライダー指標を報告しており貴重である. 適用例が限られる理由として, 未だ出生行動を終えていない世代を対象とするコーホート分析は難しいというものがある. コーホートの合計出生率は年齢×年次フォーマットで収集された年齢別出生数を用いて算出するのが普通であり, 原も指摘するように, 長期 (時系列) データが必要になる. 最悪の場合には収集したデータの半分以上を合計出生率の算出に利用することができないという非効率性がある. また, 直近の出生力変動の傾向を知るという期間データ・指標の重要な優位性が損なわれてしまう. しかし, シンガポールにおいて公的な家族計画プログラムが活発に推進された1960年代半ばから1970年代や人口政策の転換が行われた1980年代後半に着目し, 既に完結しているコーホートを対象として歴史的な経験の検証を主眼とする場合, このようなデメリットはあまり大きな問題とはならない.

Ⅱ章ではシンガポールにおける人口政策の展開と出生力の民族格差の長期的な趨勢を期間指標及びコーホート指標の両面から概観する. Ⅲ章でライダー指標の算出に用いたデータと手法をみる. Ⅳ章で分析結果を示し, 最後に分析結果の含意を論じる. 紙幅の関係で, ライダー指標を算出するための技術的な詳細は本論から割愛し, 『人口問題研究』ホームページに掲載した. また, 図を作成するための数値データも Excel 形式でダウンロードできるようにし, カラーの図を含めた. なお, このような検証を行うための代表的な資料は, 政府が発刊した「人口センサス」と「人口動態統計」の報告書である. 具体的な出典は本稿末尾にリストした.

Ⅱ. シンガポールにおける人口政策の展開と期間出生率及びコーホート出生率変化の民族格差

1. 人口政策の展開

シンガポールにおける人口政策の変遷と転換を扱った文献には膨大なものがあり, Saw (2012: 9–10章, 2016), Wong and Yeoh (2003), Yap (2001, 2009), Yap and Gee (2016) などを挙げることができる. このなかで Wong and Yeo (2003) は人口政策のフェーズを①出生抑制政策期 (1966–82), ②優生政策期 (1983–87), ③出生促進政策期 (1987年以後) という3つの期間に分類したほか, 様々な分類がなされてきたが, 家族計画・人

口評議会（The Singapore Family Planning and Population Board）が2度の5カ年計画を通じて公的家族計画プログラムを展開した1966年から1970年代に人口抑制政策が強力に推し進められたこと、1987年に出生抑制政策の撤廃と出生促進政策の導入へ向けた政策転換の舵が切られたという理解は共通している。また、出生促進政策は徐々に強化されており、とくに2000年代以後には「結婚と子どもを生み育てる親のパッケージ（Marriage and Parenthood Package 2001, 2004, 2008, 2013, 2015）」を通じて、より積極的な出生促進政策が実施されている。

本稿では、出生抑制政策の導入と継続から廃絶に向けた動きが始まる1987年前後をシンガポールにおける人口政策の基本方針の転換時期と捉える。シンガポールにおける人口政策の展開についての詳細は、菅（2022）において報告したため割愛する。

2. 主要民族別にみた期間出生率

シンガポールの人口を構成する主要民族である中国系、マレー系、インド系の出生力の変化には類似性と差異がある。ここではSaw（2012）及び「人口動態統計」とシンガポール政府統計局公表データ（Singapore Department of Statistics 2021）を用いて、1947年から2020年の期間合計出生率（Period Total Fertility Rate, PTFR）を概観する。シンガポールのPTFRは、1940–1950年代半ばの6.6人から1970年代には人口置換水準を下回るという速度で低下し、ごく短時間に出生力転換を達成した。この前後は出生率の水準がまるで異なるため、便宜上出生力転換前と出生力転換後の推移にわけてみる。なお、対象とする1947–2020年頃の民族構成は、中国系74.1–77.8%、マレー系12.1–15.0%、インド系6.4–9.2%で比較的安定している（菅 2020）。

(1) 出生力転換前の期間：1947–1975年

図1では、1947年から1975年のPTFRの推移をみた。この時期は、シンガポール独立前の民間の非営利団体である家族計画協会（1949年設立）の啓蒙活動を経て、1966年以後に家族計画・人口評議会が2度の5カ年計画を中心に公的な家族計画プログラムを推進したという人口政策転換前の時期にあたる。出生力の民族格差のパターンが大きく変化しており、民族別にみた出生率の時系列変化のパターンには類似性と異質性がある。まず、民族間の出生力格差の変化についてみる。インド系の1947年は9.80という水準であり、1948–1951年の7.75–8.67から1953年の6.93へ急低下したが、1953–1964年は概ね7.0を超えており、主要3民族のうち最も出生率が高かった。逆に、マレー系の1948–1951年は4.95–5.29という水準で最も低い。1948–1951年の中国系は6.27–6.66なので、この頃は中国系と比べインド系は25%ほど高く、マレー系は22%ほど低かったことになる。1950年代から1960年代半ばにかけてマレー系のPTFRはゆるやかに上昇する一方、中国系は1950年代後半まで高水準を維持して1957–58年に3民族のなかで最も早い時期に低下を開始すると中国系とマレー系の順位は入れ替わる。マレー系のPTFRのゆるやかな上昇は1960年代半ばまで継続し、1964年のPTFRはインド系7.06、マレー系6.78、中国系4.60の順で、中国系とイン

ド系・マレー系の間には2.18–2.46ポイント（中国系に対し47–54%）という大きな差が生じている。マレー系とインド系はどちらも1964–65年から低下を開始しており、低下速度は中国系よりも急速であったため、民族格差は急速に縮小する。家族計画・人口評議会の第1期5カ年計画終了直後の1970年のPTFRはマレー系3.45、インド系3.15、中国系3.00となっており、中国系とインド系・マレー系の差は0.15–0.45ポイント（5～15%）に縮小している。1970年代を通じて、民族格差は非常に小さく、すべての民族のPTFRがほぼ同様の変化をしている。1975年のPTFRはマレー系2.12、中国系2.06、インド系1.95であり、民族別にみてもすべての民族が人口置換水準を下回った。

重複するものもあるが、民族別に時系列変化のパターンをみると、中国系のPTFRは1957–58年（6.55→6.22）から低下を開始し、1957–58年から1968–69年にかけて平均して年0.29ポイント低下し、1969–1973年の2.98–3.05の停滞を経て、1975年に2.06となり人口置換水準に到達した。1950年代後半から1960年代の中国系女性の出生行動の変化は、生涯に持つ平均子ども数が3.4年に1人ずつ減るといったものであった。一方、マレー系のPTFRは、1948–1951年の4.95–5.29から1964年の6.78へと、1951–52～1963–64年の13年間に平均して1年あたり0.14ポイント上昇した。1971–72年に停滞するものの、1964–65年から低下を開始して1974–75年までの11年間に平均して毎年0.42ポイント低下した。インド系のPTFRも、1963–64年のわずかな上昇を最後に、1964–65年から低下を開始して1974–75年まで一貫して低下し、11年間に平均して毎年0.46ポイント低下した。マレー系とインド系のPTFRの低下時期は、公的家族計画プログラムが実施された1960年代半ばから1970年代半ばの時期に集中しており、平均子ども数はそれぞれ2.4年と2.2年に1人ずつ減ったという急速なものであった。

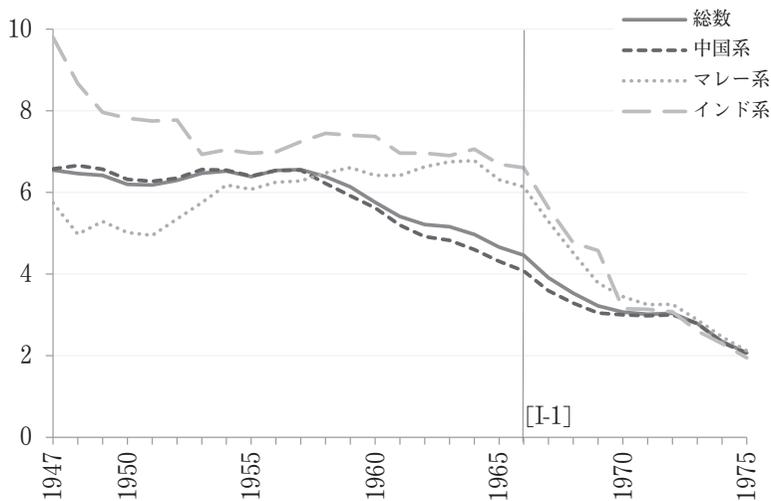


図1 シンガポールにおける主要民族別にみたPTFR：1947–1975

資料：1947–1959年は Saw (2012: p.170), 1960年以後は Singapore Department of Statistics (2021) を用いて筆者作成。

リビヴァッチ (Livi-Bacci 2012: p.191) は1970年代の中国における大幅な出生率の低下を「おそらく今後も例を見ないような特異なもの」と評価しているが、United Nations (2019) によれば中国の PTFR は1970年の5.94から1980年の2.93へ3.01ポイント低下した(年率換算低下率は-7.1%)。シンガポールにおける主要民族の PTFR が低下を開始してから人口置換水準に到達した1975年までの変化をみると、中国系の1957年6.55から1975年2.06への13年間に4.49ポイント(年率換算低下率-6.4%)の低下は、速度では中国には及ばないものの、マレー系とインド系の1964年6.78と7.06から1975年の2.12と1.95では、11年間にそれぞれ4.66ポイントと5.11ポイント低下しており(年率換算低下率は-10.6%と-11.7%)、中国と比べてもはるかに急速な低下であった。

(2) 出生力転換以後の期間：1975–2020年

すべての民族の PTFR が人口置換水準に到達した1975年以後の期間についてみると(図2)、1979年まではすべての民族がほぼ同様に低下した。1980年代以降の出生力の民族格差と時系列変化には2つの類似性と4つの異質性がある。第一の類似性として、1986年から人口政策の転換が図られた1987–1988年にかけてすべての民族の PTFR が上昇した(図2 [II-1]期)。第二の類似性は、すべての民族の PTFR が1990年代を通じて概ね一貫して低下したことである。

民族間の違いについては、第一に中国系の PTFR は1976年から1986年にかけて概ね一貫して低下し続けたのに対し、マレー系とインド系の PTFR は出生抑制政策が継続していた1970年代末に反転した。マレー系の PTFR は1980年代前半に概ね一定水準を維持したのに対し、インド系は1980–81年から再び低下を開始した。その結果、マレー系の PTFR は1980年から2000年代前半まで人口置換水準を上回っていたが、中国系とインド系の PTFR は1975年に人口置換水準を下回って以来一度も明瞭に人口置換水準を上回っていない。マレー系の PTFR は1980年代以後一貫して最も高く、2000年代まではインド系が中国系より高く、中国系が最も低い。1980–2020年のマレー系の PTFR は中国系と比べて平均して約68%高く、1980–2009年インド系の PTFR は中国系と比べて約19%高い。

第二の異質性は1980年代半ばの上昇幅である。中国系は1986年の1.25から1988年の1.84にかけて47%上昇したものの高水準を維持することはできず、1989年には1.56に低下しており、1990年代を通じてゆるやかに低下を続けた。マレー系は1986年の2.22から1990年の2.69へ21%上昇した。インド系では1986年の1.73から1989年の1.92もしくは1993年の1.94へ11–12%上昇した後に低下を開始している。中国系にとって辰年(1976, 1988, 2000, 2012)は子にとって縁起がよく、逆に寅年(1974, 1986, 1998, 2010)は縁起が悪いとされ、その他の民族には見られない期間変動を示す。1986–1988年はこの影響が顕著に表れたとみられる。中国系の PTFR の変化から辰年の上昇と寅年の低下の影響を取り除くことは容易ではないが、単純に辰年と寅年を除くと、中国系の1985年1.46から1989年への上昇は7%に限られる。1984年の優生学的出生促進政策(図2 [I-2]期)の導入は中国系の出生率引き上げを狙ったものとの指摘があるが(菅 2022)、1984年から1985年にかけて中国

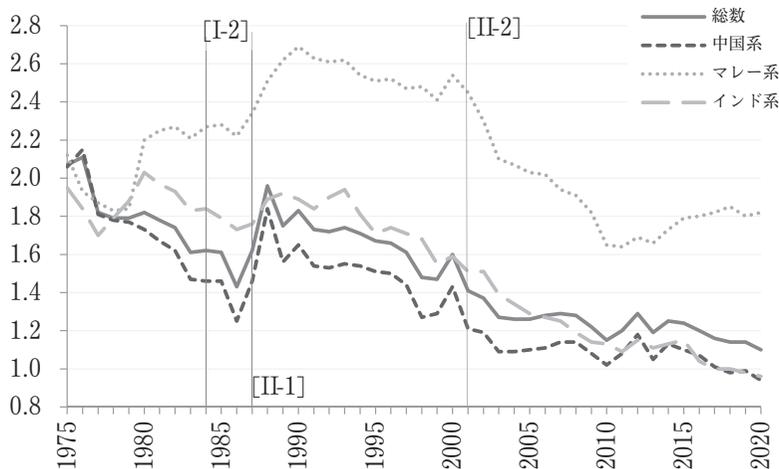


図2 シンガポールにおける主要民族別にみた PTFR：1975-2020

資料：Singapore Department of Statistics (2021).

系の PTFR は上昇しておらず，人口政策転換前後の反応も限定的であった．これに対し，一般に学歴水準も所得水準も最も低いマレー系の PTFR の反応はよくみえる．

第三の異質性は，より積極的な包括的家族人口政策「結婚と子を産み育てる親のパッケージ」が導入された2000年代（図2 [II-2]期）の低下速度である．マレー系の PTFR は2000年の2.54から2011年の1.64へと，0.9ポイント（35％）の急低下をしており，出生率の水準が最も高いマレー系で低下幅・率は最も大きい．中国系の PTFR は2000年の1.43から2003年の1.09に0.34ポイント（24％）ほど低下した後，辰年と寅年を含む上下動はあるものの2015年1.10まで概ね一定水準を保っていた．インド系は2000年の1.59から2011年の1.09へと0.5ポイント（31％）ほど，概ね一貫して低下した．その結果，2011年以後は中国系とインド系の PTFR にはほとんど差がみられなくなっている．

第四の異質性は，包括的家族人口政策が断続的に強化されている2010年代以後の変化である．2000年代に急低下したマレー系の PTFR は2011年の1.64から反転し2020年の1.82へ緩やかに上昇している．これに対し，中国系とインド系では2011-2015年は1.05-1.15で概ね一定水準を維持したが，2016年以後に低下する傾向があり，2020年は中国系0.94，インド系0.96という過去最低の水準になっている．

3. 主要民族別にみたコーホート合計出生率

ここでは，シンガポールにおける出生コーホート別合計出生率（Cohort Total Fertility Rate, 以下CTFRと略記）について2種類の資料を用いて算出し，民族差のパターンとその変化を概観する．1つ目の資料は「人口動態統計」の母の年齢各歳別出生数及び年齢別女子人口であり，1952年から2020年の12-49歳出生率を出生コーホートに組み替えて累計したものである．2つ目の資料は1947年と1970年以後の「人口センサス」及び2005

年以後の「一般世帯調査」報告書に掲載されている年齢5歳階級別 既往出生数別女子人口によるパリティ分布から推定したコーホート合計出生率である（調査時に生存している子の数ではない）。便宜上、前者を「動態CTFR」、後者を「センサスCTFR」と呼ぶ。動態CTFRについては、39歳までを累計したCTFRと49歳まで累計を比較すると、1937-1970年生まれでは0.1ポイントを超える差は生じていないことから、39歳まで（出生からちょうど40年経過時点）の累計が可能な出生コーホートを主な観察対象とした。センサスCTFRについては人口センサス調査時に45-49歳以上の出生コーホートを観察対象とした。複数年次のセンサスから同一コーホートのCTFRが得られる場合には、最も古い数値を参照する。指標の算出手法の詳細はⅢ章に譲るが、1952-2020年の年齢別出生率を用いて動態CTFRを算出することができる1930年代半ば生まれコーホートは1950年代半ばに20歳前後である。とくに中国系ではベビーブームを過ぎて既に出生力低下を開始した世代であると考えられる。センサスCTFRを併用することで1940年前後のベビーブーム期に再生産を行った世代を含むより長期のコーホート変動の観察が可能となる。なお、以下では特定年次出生コーホートを誤解のない限り「年次BC」と略記する。

コーホート出生力の民族格差とコーホート変化のパターンとして、図3から4つの特徴を指摘しておきたい。第一に、どの民族も1920年代生まれ世代のセンサスCTFRが最も高く、1940年代後半から1950年代前半頃にベビーブームを担ったであろうことが推察される。第二に、19世紀終盤や1930年代以後生まれのコーホート変化には民族差がある。19世紀終盤のマレー系やインド系のセンサスCTFRは一定か上昇していたとしても僅かであったが、中国系では1880年頃生まれの2.4から1900年頃生まれの2.9へゆるやかに上昇した。中国系では1920-25BCから1925-30BCにかけてセンサスCTFRは低下を開始したが、マレー系とインド系では1925-30BCから1930-35BCの間に低下が始まっている。これらより後の出生コーホートでは1940年代生まれまでどの民族においてもCTFRは急速に低下した。中国系の動態CTFRは1945-50BCにおいて人口置換水準に到達した後に、若干低下速度はゆるやかになったものの、CTFRの低下が止まる兆しはみえない。インド系においても1950年代以降生まれの動態CTFRの低下速度はゆるやかになっているが、1950年代後半生まれ頃に人口置換水準に到達した後もCTFR低下は止まっていない。マレー系の動態CTFRは1940年代生まれまで低下した後、1951BCの2.39から1964-1967BCの2.47にゆるやかに上昇し、1972BCまで動態CTFRは2.4を超えていた。1970年代以後生まれでは動態CTFRには低下の兆しがみられるが、1980BCにおいても2.14と人口置換水準を維持している。

第三に、1920年代BCの中国系とインド系のセンサスCTFRは約5.0の同水準になっていることを除くと、1870-1980BCを通じて、マレー系が最も高く、中国系が最も低い。19世紀終盤生まれのセンサスCTFRは平均して、中国系2.62、インド系3.33、マレー系3.88で、中国系と比べてインド系は27%、マレー系は48%高かった。1915-20BCから1930-35BCは中国系4.84、インド系5.02、マレー系6.21となり、中国系と比べインド系は約4%、マレー系は28%高いものの、出生力格差は一旦縮小する。1935-40BCから1970-75BC

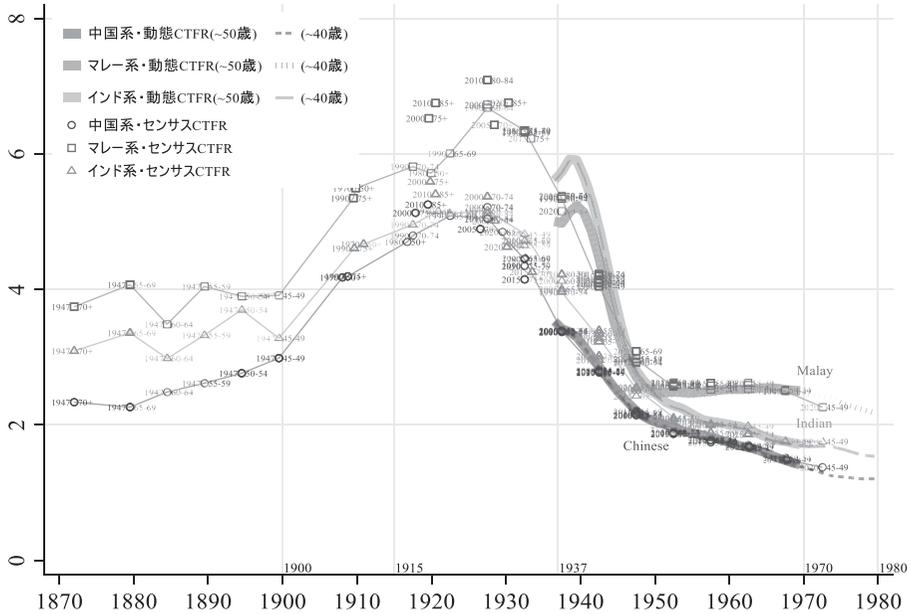


図3 シンガポールにおける主要民族別にみた CTFR：1937-1980年出生コーホート（動態 CTFR），1877年以前出生から1970-75年出生コーホート（センサス CTFR）

注：「人口動態統計」及び「人口センサス」を用いて筆者算出。「動態 CTFR」は年齢各歳別出生率の積み上げによる。実線（～50）は満49歳までの出生率を累計したものであり、破線（～40）は満39歳までの出生率を累計したもの。ただし、後者には当該出生コーホート40歳の下方レキシトライアングルを含む。「センサス CTFR」は人口センサスの女子人口のバリティ分布に基づく。算出方法の詳細は第三章及び Web 付論を参照。センサス CTFR を結ぶ線は各出生コーホートにおいて最も古い年次の調査結果を示す。マーカーに付された数字はセンサス調査年と人口センサス時の年齢である。

は中国系1.87，インド系2.20，マレー系2.78で，中国系と比ベインド系は約18%，マレー系は48%高く，出生力格差は再拡大している。

最後に，センサス CTFR と動態 CTFR を比較すると，中国系は1935-40BC から1970-75BC で一貫してよく符合している。インド系の1950年代前半以前生まれの動態 CTFR はセンサス CTFR と比べてかなり大きい。マレー系も1940年代後半以後生まれは概ね符合するが，1930年代後半生まれの動態 CTFR はセンサス CTFR と比べてやや過小かもしれない。1940年代以前生まれについてセンサス CTFR をみるとマレー系はインド系よりも概ね2割以上高いが，動態 CTFR はマレー系よりもインド系の方が概ね1割ほど高くなっている。この状況を説明する一つの可能性は人口動態登録の状況が民族間で異なることである。Saw (1964) はマレーシアにおける動態登録漏れの検証を目的として，英領マラヤとしてマレーシアとシンガポールで同時に実施された1957年人口センサスの5-9歳人口と1947-1952年の出生数の比較を民族別に行っている。Saw (1964) の表1 (p.36) はマレーシアのみを対象とし，表2 (p.38) はマレーシアとシンガポールの合計が表章されているため，差し引きでシンガポールを算出すると，民族総数の登録漏れは5.7%だが，中

国系4.0%，マレー系17.5%，インド系0.1%であり，1950年代前半の人口動態登録状況にはインド系がほぼ完全であったのに対しマレー系は過小であったという民族差が示唆される。なお，動態統計と静態統計がどちらも完全であったとしても，出生登録後人口センサス調査時点までに死亡や移動があると，このような乖離は起こりうる。たとえば，マレーシアで（低次パリティ出生児の）出生登録を行ったマレー系母親の流入，シンガポールで出生登録を行ったインド系の転出，相対的に貧しく子ども数が多いと考えられる人口に偏った死亡や移動の民族差などである。かつての人口動態統計の精度に検討の余地があったとしても，動態とセンサスCTFRの比較から，シンガポール建国の頃までに精度は急速に改善し少なくとも1940年代後半以降生まれについてはどの民族も一定の整合性を保っており，本稿では動態CTFRの実績値はそのまま用いることにする。

III. 分析手法とデータ

1. コーホート・テンポ指標とコーホート・カンタム指標

ライダーのコーホート・テンポ指標は，出生コーホート別出生率の年齢分布を，特定の年次 t について合計したものである。これは， t 年に再生産年齢（12–49歳）にある出生コーホートの平均的な出生の年齢パターン（年齢分布）と比べて t 年にどの程度の集中が起こっているかを測る。コーホート・カンタム指標は， t 年に再生産年齢にある出生コーホートについてのコーホート合計出生率CTFRの調和平均（harmonic mean）であり，当該年次に出生行動を行うコーホートの平均的な合計出生率に対応する。 $f(x, t)$ は t 年 x 歳の出生率， $B(x, t)$ は t 年 x 歳の出生数， $P(x, t)$ は t 年6月末 x 歳女子人口を表すことにすると， t 年のコーホート・テンポ指標 $d(t)$ は[1]～[3]式， t 年のコーホート・カンタム指標 $G(t)$ は[4]式のように算出される（Ryder 1980）。

$$f(x, t) = \frac{B(x, t)}{Exposure(x, t)}, Exposure(x, t) = \frac{1}{4} [P(x, t-1) + 2P(x, t) + P(x, t+1)] \quad \dots [1]$$

$$\beta(x, \tau+x) = \frac{f(x, \tau+x)}{\sum_a f(a, \tau+a)} = \frac{f(x, \tau+x)}{CTFR(\tau)} \quad \dots [2]$$

$$d(t) = \sum_x \beta(x, t) \quad \dots [3]$$

$$G(t) = \frac{\sum_x f(x, t)}{d(t)} = \frac{PTFR(t)}{d(t)} \quad \dots [4]$$

ここで， $CTFR(\tau)$ は τ 年生まれコーホートの合計出生率CTFRであり， $\beta(x, \tau+x)$ は τ 年生まれコーホート合計出生率に占める x 歳の（年次 $\tau+x$ の間の）割合（特定のコーホート τ についての[2]式の年齢合計 $\sum_x \beta(x, \tau+x) = 1$ となる分布）である。

いま、コーホートの出生タイミングが変化せず、 $\beta(x, \tau+x)$ が一定 ($\beta(x, \tau+x)=\beta_x$) のとき、 β_x は分布 ($\sum_x \beta_x=1$) のため、 $d(t)=\sum_x \beta_x=1$ ([3]式) である。このとき、 $PTFR(t)=G(t)$ ([4]式) であり、PTFR (ピリオド・カンタム) はコーホート・カンタム指標に合致する。コーホート・テンポ指標 $d(t)$ が1から乖離して変化する2つの状況として、ライダーはコーホート出生タイミング変化の長期と短期を区別している (Ryder 1980: p.23–24)。長期的な趨勢として、多くの国が出生力転換 (高次パリティ・高年齢の出生抑制による早産化) と、出生力転換後の晩産化を経験している。出生力転換の早産化の過程では正のテンポ ($d(t)>1$) によって $PTFR(t)$ は t 年に再生産年齢にある出生コーホートの平均的な合計出生率 $G(t)$ と比べ過大になる ($PTFR(t)>G(t)$)¹⁾。逆に、晩産化が継続すると負のテンポ ($d(t)<1$) によってコーホート・カンタムと比べて $PTFR(t)$ は過小になる ($PTFR(t)<G(t)$)。短期については、ミレニアム・ベビー (2000年生まれ) や中国系の辰年等の理由で特定の期間が好まれことにより、すべてのコーホートの出生が特定年次 \bar{i} に集中すると ($\beta(x, \bar{i})>\beta_x$)²⁾、正のテンポ ($d(\bar{i})=\sum_x \beta(x, \bar{i})>\sum_x \beta_x=1$) を生じ、 $PTFR(\bar{i})$ はコーホート・カンタムと比べて過大になる。逆に日本における1966年丙午 (大谷 1993: p.39–40) や中国系の寅年、戦争等によって、特定の期間 \bar{i} が嫌忌される場合には負のテンポ ($d(\bar{i})<1$) を生じ、コーホート・カンタムと比べて $PTFR(\bar{i})$ は過小になる。冒頭で述べたとおり、本稿は人口政策の導入・推進・転換タイミングと照らして、コーホート指標が人口置換水準からどの程度乖離しているか、PTFR の変化にどの程度の (コーホート指標と比べた) テンポ効果が含まれるかを実証的に明らかにすることを目的としており、テンポを生じる理由や人口学的メカニズムはとくに区別せず、 $d(t)>1$ を正のテンポ ($PTFR(t)$ はコーホート・カンタム $G(t)$ と比べて過大)、 $d(t)<1$ を負のテンポと呼ぶ。

コーホート・テンポ指標とコーホート・カンタム指標は、どちらも特定の年次 t について算出され、PTFR の年次変動におけるテンポとカンタム (の変化の寄与) を分解することになるが、いずれも背後にある (t 年に再生産年齢の) コーホートのタイミングの変化と (平均的な) 合計出生率の変化を測ると解されるコーホート指標である。しかしながら、記述が煩雑になることから、以下では単にテンポ指標、カンタム指標と略記する。

-
- 1) 意図的な出生抑制が行わず産み続ける出生力転換前の出生率年齢分布は一定不変の $\bar{\beta}_x$ で、 $\bar{\tau}$ 年生まれより後の若いコーホート $\tau_Y>\bar{\tau}$ が家族計画を開始し、高次パリティ (高年齢) の出生を抑制したとしよう。この時、出生力転換後コーホート τ_Y の高年齢 x_H の割合は低下するため ($\beta(x_H, \tau_Y+x_H)<\bar{\beta}_{x_H}$)、低年齢 x_L の割合は出生力転換前より大きくなり ($\beta(x_L, \tau_Y+x_L)>\bar{\beta}_{x_L}$)、すなわち早産化が起こる。出生力転換当初の特定の年次 \bar{i} についてみれば、出生力転換後世代 (特定年次 \bar{i} において出生力転換世代 $\bar{\tau}$ よりも低年齢 $x_L<\bar{x}=\bar{i}-\bar{\tau}$) のみで早産化が起こっている ($x_L<\bar{x}=\bar{i}-\bar{\tau}$ のとき $\beta(x_L, \bar{i})>\bar{\beta}_{x_L}$)、 $x>\bar{x}$ のとき $\beta(x, \bar{i})=\bar{\beta}_x$) ため、 $d(\bar{i})=\sum_x \beta(x, \bar{i})>\sum_x \bar{\beta}_x=1$ となる。逆に、晩産化が生じると、まったく逆のことが起こる。CTFR の変化と PTFR の変化の関係は、人口学的翻訳 (demographic translation, Ryder 1964) と呼ばれる伝統的課題である。ここでは例として出生力転換当初の早産化を取り上げたが、タイミング変化が規則的 (たとえば時間に關し線型) ならば晩産化の継続は負のテンポ ($d(t)<1$) を生じることが解析的に示されている (たとえば、鈴木 2002)。
- 2) コーホート別にみれば $\beta(x, \bar{i})$ は年齢分布を構成するので、 $\beta(\bar{x}, \bar{i})<\bar{\beta}_x$ となる年次 \bar{i} ・年齢 \bar{x} が生じる。このようなタイミング調整は典型的には前後の年次・年齢 ($\bar{i}=\bar{i}\pm 1=\tau+\bar{x}$) に行われ、負のテンポを生じる。

ライダー指標（コーホート指標）を用いたテンポとカンタムの分解には、長期の年齢各歳別出生率の観察が必要である。1952–2020年のデータから直接観察が可能な出生コーホート（BC）は15–39歳の出生に着目するとしても、1937BC（1952年14–15歳）から1980BC（2020年39–40歳）であり、15–39歳データが揃う年次は1977年（1937BCが39–40歳）から1995年（1980BCが14–15歳）に限定される。

本稿では、中国系の TFR が低下を開始する直前から包括的家族人口政策が導入・強化された2000年代をカバーする1955–2015年を分析対象とし、これらの年次において15–39歳の年齢区間のデータが欠けることのないようにする。そのためには、1915BC（1955年39–40歳）から2000BC（2015年14–15歳）についての $\beta(x, \tau+x)$ （すなわち、39歳まで累計した CTFRとコーホートの出生率の年齢分布）が必要になる。したがって、1915–1936BCと1981–2000BC、年次でいうと1930年（1915BCが14–15歳）から1951年と、2021年から2040年（2000BC39–40歳）の外挿が必要になる。

2. 分析に用いるデータ

表1には、年齢各歳別出生率とパリティ分布（人口センサス）を用いた出生力の民族格差の検討に利用可能な統計資料を一覧にまとめた。

人口動態統計から民族別の年齢各歳別出生数が利用可能なのは1952–2020年である。一方、年齢各歳別人口は1957年以後の人口センサスにおいて利用可能になった。年齢各歳別出生率（[1]式）の算出には、年央・年齢各歳女子人口について1951–1956年及びセンサス調査年次間の内挿と2021年の外挿が必要になる。（推計）人口を用いて計算された1952–2020年の年齢各歳出生率のうち1960年代までのマレー系とインド系のものには著しい年齢選好（age heaping）がみられたことから連続的な年齢スケジュールに平滑し、副産物として年齢×年次データの年齢×出生コーホートデータへのレキシス分割を行った。その上で、1930–1951年と2021–2040年の年齢各歳別出生率をそれぞれ民族別に外挿する。

表1 シンガポールにおける出生力転換の民族格差を分析するための統計資料

資料	統計表	利用可能な年次
出生数		
人口動態統計 ^{a)}	民族別, 年齢各歳別, 男児・女児別出生数	1952–2020年毎年
	民族別, 年齢5歳階級別, 出生順位別出生数	1967–2020年毎年
静態人口		
人口センサス ^{b)}	民族別, 年齢5歳階級別, 男女別現住人口	1947年9月23–24日深夜
	民族別, 年齢各歳別, 男女別現住人口	1957年6月17–18日深夜; 1970, 1980年6月末
	民族別, 年齢各歳別, 男女別在住人口	1990, 2000, 2010, 2020年6月末
推計人口 ^{c)}	民族別, 年齢5歳階級別, 男女別現住人口	1957–1979年毎年6月末
	民族別, 年齢5歳階級別, 男女別在住人口	1980–2021年毎年6月末
人口登録統計 (1957) ^{d)}	民族別, 男女別現住人口	1931–1957年毎年
パリティ分布 ^{e)}		
人口センサス	民族別, 年齢5歳階級別, 既往出生数別女子人口	1947年人口センサス
	民族別, 年齢10歳階級別, 既往出生数別, 既婚女子人口	1970年人口センサス
人口センサス及び一般世帯調査	民族別, 年齢5歳階級別, 既往出生数別, 既婚女子人口	1980年以後の人口センサス; 2005, 2015年一般世帯調査

注a) 人口動態統計はシンガポールで発生した全出生の届出を報告しており、外国人の出生を含む。年齢区分は1974年以前{10,11, ..., 45,46+, 不詳}, 1975年以後は{-14,15,16, ..., 49,50+, 不詳}。b) 現住人口には外国人を含む。在住人口 (resident population) は、シンガポール市民と永住権保有者からなる。c) Singapore Department of Statistics (2021)。d) 「1957年人口動態統計」に合本、本稿では「1957年人口センサス」(p.48) の1948–1956年改定値を利用。e) 1970, 2005, 2020年10%サンプル, 1980, 2000, 2010年20%サンプル, 2015年3%サンプルによる標本調査結果。最年長年齢階級は1970年と1980年は50歳以上, 1947年と2005年は70歳以上, 2000年と2015年は75歳以上, 1990年は80歳以上, 2010年と2020年は85歳以上。最大パリティは、1947年中国系・マレー系・インド系16子以上, その他13子以上, 1970–1990年は10子以上, 2000年と2015年は8子以上, 2005年と2015年及び2020年は5子以上。

過去部分 (1930–1951年) については、外挿した年次出生率を組み替えることで得られる1910年代後半生まれコーホートの動態CTFRとセンサスCTFRの推移 (図3) を比較しつつ、2種類の仮定に基づく外挿値を用意しライダー指標への影響を比較検討することにした。第一の仮定は1952–1957年の平均的な年齢別出生率 (モデルスケジュール) を民族別に固定する場合であり、センサスCTFRと比べ高めの動態CTFRが外挿される。そこで、第二にPTFRの時系列パターンを民族別に仮定し、モデルスケジュールをやや低めの水準に民族別に引き下げた。第二の仮定による年次出生率を組み替えた1910年代後半生まれコーホートの動態CTFRとセンサスCTFRは整合的な水準になっている。一方、将来部分についてはこのような副材料がないため、2009–2020年の出生率の平均を2040年の目標として民族別年齢別に2020年から線形補完した。これら民族別年齢各歳別出生率を得るための技術的な詳細は、紙幅の関係で付論として『人口問題研究』ホームページに掲載した。

なお、本稿の分析では1952–2020年の実績に外挿期間を加えた1930–2040年12–49歳の出生率データのうち、1915–2000BCについてのすべてを利用している。すべての出生コー

ホートで15–39歳はカバーされるが、再生産年齢（12–49歳）のうち1915–1917BCは15歳未満、1991–2020BCは40歳以上の年齢区間についてカバーされない範囲がある。同様に1964年以前の40歳以上にはライダー指標 $d(t)$ ([3]式) の算出に含まれない年齢区間（出生コーホート）がある。詳細は『人口問題研究』ホームページの付論を参照いただきたい。

3. 人口センサスの（既婚）パリティ分布の利用

シンガポールの1947年以後の人口センサスと2005年以後の一般世帯調査では、1957年人口センサスを除き既婚者の既往出生数（How many children had she give birth to?）を調査しており、民族別 年齢別 既往出生数別 既婚女子人口が集計されている（1947年は結婚経験のない女性も既往出生数の統計表に表章されている）。ここから、未婚者からの出生を無視（ゼロと仮定）すれば民族別年齢別にパリティ分布を得る。パリティ分布を用いると t 年調査時に x 歳女子人口の平均出生児数 $F(x, t)$ は、[5]式のように計算することができる。

$$F(x, t) = \sum_{i=1}^I n(i, x, t) \cdot p(i, x, t) \quad \dots [5]$$

$$\text{ただし, } n(i, x, t) = \begin{cases} i & (i < I) \\ I - 1 + \frac{1}{\left[1 - p(I, x, t) / (p(I-1, x, t) + p(I, x, t))\right]} & (i = I) \end{cases}$$

ここで、 $p(i, x, t)$ は t 年 x 歳階級女子人口に占めるパリティ i の分布、 I は調査年によって異なる最大パリティである。最大パリティの平均出生児数には、 $I-1$ 子以上 $\rightarrow I$ 子以上のパリティ拡大率（PPR）がずっと続くことを仮定した場合のパリティ I 子以上の母親の I 子以上の平均出生児数（平均出生回数） $(1 / [1 - p(I, x, t) / (p(I-1, x, t) + p(I, x, t))])$ を援用した。なお、シンガポールでは非嫡出出生は全出生の0.9–1.5%（1996–2020年人口動態統計）である。1990年代前半以前の水準は不明だが、無視しても差し支えないだろう。

PPR を用いて女性 1 人あたりの平均出生児数を計算する際、最大パリティとして出生抑制前は第 9 子以上、低出生人口では第 5 子以上をとれば、一般に誤差は無視しうる（Devolder 2018: p.63）とされるが、シンガポールの場合には2000年代以降の民族総数のPTFRが1.3を割り込む超少子化になってもパリティ分布には民族差があり、したがって最大パリティの平均出生児数にも民族差があると考えられる。ここではPPRを用いた近似の誤差を最小にするため、同一コーホートについて細分化されたパリティ分布が得られる場合には細分化されたパリティ分布で計算した I 子以上の平均出生数を用いた。たとえば、1940–1945BCは1990年45–49歳以来2020年75–79歳まで6回分の調査結果が得られるが、1990年調査において最大パリティとして10子以上までの分布が得られるためこれを用いて8子以上や5子以上の平均出生児数を算出し、2000年以後の[5]式を計算する際に用いた。なお、各調査年次における最大年齢階級（50–85歳以上）の出生年には、当該年齢階級の生存者の平均年齢を用いた。

IV. 分析結果

図4では、主要民族別に1955–2015年のライダーのコーホート・カンタム指標とコーホート・テンポ指標の推移をみた。参考として、PTFR（ピリオド・カンタム）を再掲した。まず、カンタム指標の民族格差と時系列変化のパターンには2つの類似性と2つの異質性がみられる。第一の類似性として、すべての民族で1955–2015年を通じ概ね一貫して低下している。第二に、民族別にみたカンタムの低下率は公的家族計画プログラムが実施された1960年代半ばから1970年代半ばにかけてすべての民族で最も大きくなっている。また、人口政策の転換があった1980年代半ば以後に低下は減速している。

最大の民族間の異質性は、マレー系の1980年代から1990年代のカンタムの低下の減速だろう。中国系のカンタムは1960年代前半以前から低下していたが、公的家族計画プログラムが実施された1960年代後半から1970年代半ば頃の間マレー系とインド系のカンタムは同程度の水準になった。1960年代半ばから1980年代のカンタムの低下はインド系が最も急速であり、マレー系のカンタムの低下は1980年代に大きく減速した。公的家族プログラム5カ年計画第1–2期の実施時期にあたる1966–1975年のカンタム指標は中国系3.74–3.76→2.39、マレー系4.80–4.81→3.09、インド系5.09–5.14→2.92とそれぞれ低下し、1975年のPTFRはすべての民族で人口置換水準を下回ったが（図2）、カンタムはそれを十分上回ることに注意されたい。各年次における中国系に対する比の1966–1975年平均はマレー系で31%、インド系で32%ほど大きかった。1970年代後半以降もマレー系と中国系の格差は拡大し続け、インド系と中国系の格差は1990年頃まで縮小する。1996–2005年のカンタム指標は、中国系は1.33–1.56、マレー系は2.32–2.50、インド系は1.67–1.80であり、中国系と比べマレー系は69%ほど大きい、中国系と比べたインド系の格差は21%ほどに縮小している。

いまひとつの民族間の異質性として、マレー系では1980–1990年代、インド系では2000年代以降にカンタムの低下が止まったかごとくに減速している一方で、中国系のカンタムは1970年代前半までと1980年代以降に明瞭な低下速度の違いはあるものの、2000年代以降も低下し続けていることがある。2000年代にはマレー系のカンタムも低下を開始しており、中国系とマレー系の格差はわずかしこ変化していないが、中国系とインド系の格差は再び拡大している。2006–2015年のカンタム指標は、中国系は1.20–1.31、マレー系は2.08–2.31、インド系は1.64–1.67であり、中国系と比べマレー系は75%ほど大きい、中国系と比べたインド系の格差は32%ほどに再拡大している。ただし、中国系のカンタム指標（再生産年齢にあるコーホートの平均）が2007年以後1.3を下回り超少子化している一方、マレー系は2015年においても概ね人口置換水準を維持している。なお、本稿で利用している1980年以後の静態人口は外国人を除く在住人口だが、出生数はシンガポールにおけるすべての届出であり外国人を含む。2000年代後半以後のインド系のカンタムの低下の減速には、外国人の増加によって分子・分母の不整合の問題が大きくなっている可能性がある。

コーホート・テンポ指標の推移とその民族差のパターンに目を転じると、細かくみればテンポのパターンに民族間の違いを見出すことはできるものの、図2のように民族間で大きく異なった水準と変化を示したPTFRと比べれば類似性が目立つ。第一に、公的家族計画プログラムが導入される直前の1960年代前半には、再生産年齢にあるコーホートがこの時期に集中して出生行動を行っており、ベビーブームが起っていた。1951年以前の出生率に関する想定の違いでテンポの水準に幅はあるものの、中国系では1957年に正のテンポは最も大きく17-26%、マレー系とインド系では1964年に最も大きくそれぞれ33%と23-25%が、このような出生タイミングの集中によってPTFRを押し上げたものだった。

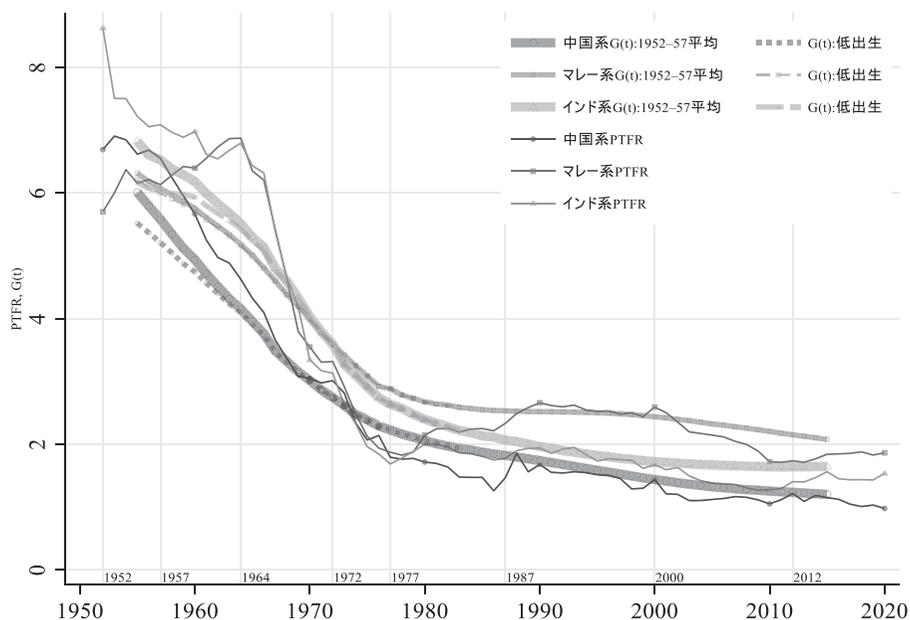
第二に、公的家族計画プログラムが実施された1960年代後半から1970年代にすべての民族の正のテンポは消滅し、大きな負のテンポを生じるようになったことを指摘できる。とくにマレー系とインド系でこの変化は急激で、1977年のテンポはマレー系-35%、インド系-36%と分析対象期間の中で最もマイナス幅が大きくなった。中国系では1986年（寅年）に負のテンポは最大で-32%であった。中国系のテンポは1957-58年から縮小を開始し、1970年代前半の反動を経て、1986年まで相対的にゆっくりと低下し、負のテンポを拡大し続けたため、公的家族プログラム開始前から家族計画に対する需要があり、家族計画プログラムの受容も相対的にゆっくりと浸透したことが推察される。それに対し、マレー系とインド系の正のテンポの縮小から負のテンポの拡大のパターンはほとんど同一の軌跡を示し、公的家族計画プログラムの主要な実施時期と重なるため、政策に敏感に反応したと言える。

第三に、人口政策が転換された1987年前後に負のテンポは急速に縮小し、1988年から1992年までの間にすべての民族の負のテンポが一旦消滅している。また、1990年代を通じ、すべての民族のテンポは他の期間と比べて相対的に小さな水準にある。中国系の場合、1988年辰年に3.2%ポイントのプラスに転じた翌1989年にマイナスに転じるが、1960年代から1986年の負のテンポの拡大傾向が1987年前後に遮断されているため、やはり行動変容があったと考えるべきだろう。マレー系やインド系では、1970年代前半までの急速な負のテンポの拡大に対する反作用が生じ³⁾、1977-1978年に負のテンポの拡大傾向は反転し縮小に転じているが、1980-1986年に-20%から-12%の水準で安定した後、1986-87年から急速に負のテンポは縮小するため、やはり人口政策転換（アナウンス）は何らかの影響を及ぼしたと考えるのが妥当だろう。

第四に、より積極的な包括的家族人口政策が導入された2000年代前半に全ての民族の負のテンポは拡大した一方で、2010年代には負のテンポは再び縮小している。この時期においても中国系とその他民族の変化タイミングの違いはあった。中国系では1998年寅年と2000年辰年のテンポ変化の後、2003年-19.0%ポイントへ負のテンポは拡大したが、2003-04年以後負のテンポは縮小傾向であり、カンタムの低下を打ち消す作用をしている。マレー

3) 近代的避妊技術の存在しない自然状態に家族計画が導入されると、子ども数の制限（limiting）を目的とする集団と出生間隔の調整（spacing）を目的とする集団の両者が出生行動を停止し、負のテンポを生じる。適度な時間が経過すると、後者は出生行動を再開するため負のテンポの縮小が生じる。

a) コーホート・カンタム指標 $G(t)$ 及び $PTFR(t)$



b) コーホート・テンボ指標 $d(t)$

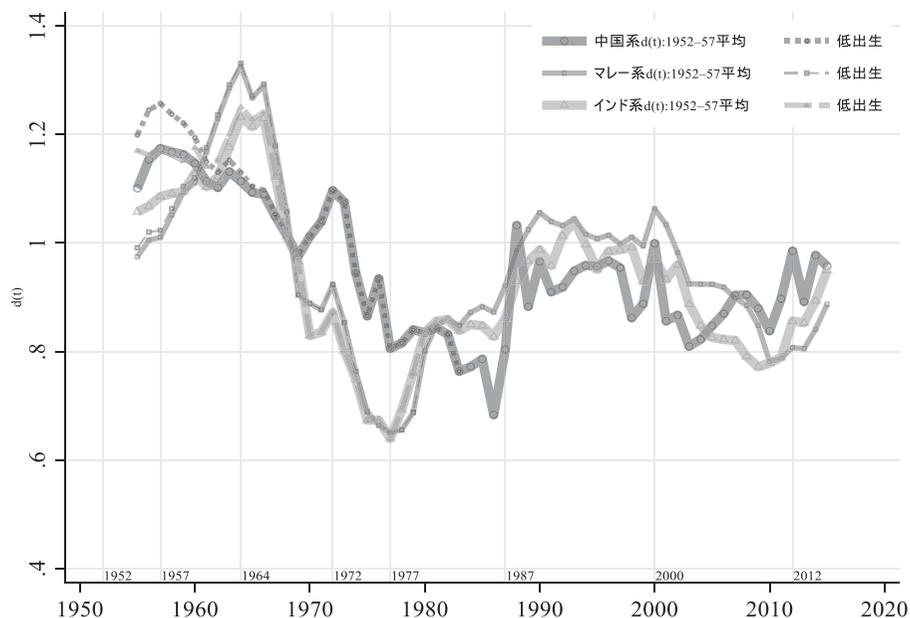


図4 主要民族別 $PTFR(t)$ とコーホート・カンタム指標 $G(t)$ 並びにコーホート・テンボ指標 $d(t)$ の推移：1952-2020年 ($PTFR(t)$) 及び1955-2015年 ($G(t)$, $d(t)$)

注：コーホート・カンタム指標 $G(t)$ とコーホート・テンボ指標 $d(t)$ は、1952-2020年「人口動態統計」による年齢各歳出生率と1930-1951年及び2021-2040年についての予測値に基づき、少なくとも15-39歳出生率の年齢分布が揃う年次について筆者推計。実線の「1952-1957年平均」(※)とは、コールとトラッセルの総出生モデルに推定されたパラメータの1952-1957年の平均値を用いて得たモデルスケジュールを1930-1951年の間固定した場合、破線の「低出生」は1930-1951年の $PTFR$ を(※)のモデルスケジュールから民族別期間別に低下させた場合を示す。1977-1995年はすべてのコーホートの15-39歳出生率の実績が得られる。その他年次には外挿された出生率を一部年齢に含む。

系とインド系は2000年に小さなミレニアム・ベイビーのブームがあったことを除くとおそらく1990年代後半から正のテンポの縮小と負のテンポの拡大が起こっており、2000年代前半に負のテンポの拡大は加速したが、どちらも2009-2010年の約-22%ポイントを底に反転している。したがって、図2でみた2000年代から2010年代半ばのPTFRの変化の民族差にはテンポが重要な役割を果たしている。中国系のPTFRが2000年代に入り下げ止まった背景には負のテンポの縮小が生じた可能性がある。マレー系では2000年代を通じたカンタムの低下も重なって2000年代前半に急激なPTFRの低下を招いたが、2010年代のPTFRの反転はテンポによるものとみられる。

V. 結語

シンガポールにおける1955-2015年の期間合計出生率（PTFR）に対するコーホート出生力変動のカンタムとテンポの寄与を、ライダーの指標を用いて民族別に分解した。同時に、出生力の民族格差及び時系列変化のパターンとカンタム・テンポの寄与を、人口政策の導入・転換のタイミングと対照した。このような分析を実現するため、1952-2020年「人口動態統計」の年齢各歳別出生数及び1947-2020年「人口センサス」と1957-2020年推計人口を中心に用いて1937-1980年出生コーホートの完結出生児数と出生率の年齢分布を算出した。さらに、「人口センサス」のパーティ分布を用いて算出した1870年代から1980年代生まれコーホートの合計出生率を参照しつつ、年齢別出生率を民族別に外挿することで観察対象コーホートを1915-2000年出生コーホートに拡張した。利用したマクロ統計資料は、すべて政府が公表し誰もがアクセスできるようになっているものである。

その結果、おもに2つの知見をえた。第一の知見は、1960年代半ばから1970年代を中心に実施された公的家族計画プログラムが期間出生力の民族格差（の消滅）に及ぼした影響である。シンガポールでは1940年代から1950年代前半にかけて第二次世界大戦後の荒廃した社会経済状況のなかでベビーブームがあり、食糧難や住宅問題等を悪化させていた。それらに対する政策的対応として人口（出生）抑制政策が採られ、公的な家族計画プログラムが導入された10年後の1970年代半ばまでにすべての民族のPTFRが人口置換水準を達成したため、公的家族計画プログラムの成果は国際的に評価されている。このような出生抑制の要因は、ベビーブーム期にあった正のテンポの縮小と家族計画プログラム実施期の負のテンポの拡大であった。1970年代の負のテンポは中国系よりマレー系とインド系で大きく、中国系のコーホート出生力は相対的に低かったものの、1975年のコーホート・カンタムは実際にはどの民族においても人口置換水準を下回っていなかった。また、中国系の正のテンポは1950年代後半から縮小を開始し、1980年代半ばまで他民族と比べ相対的にゆっくりと低下し、負のテンポを拡大し続けたため、公的家族プログラム開始の前から家族計画に対する需要があり、家族計画プログラムの受容も相対的にゆっくりと浸透したことが推察された。一方、マレー系とインド系の正のテンポの縮小から負のテンポの拡大は、公的家族計画プログラムの中心の実施時期と重なり、公的政策に敏感に反応していた。前述

の通り PTFR が人口置換水準を割り込んだ1975年時点ではコーホート・カンタムは人口置換水準を大きく超える水準であったため、長期的な人口構造の安定のためには人口抑制政策の継続が必要であったが、シンガポールの場合には中国系のコーホート・カンタムが明瞭に人口置換水準を割り込み、インド系のコーホート・カンタムは人口置換水準に到達した1980年代後半まで人口抑制政策は継続されていた。

第二の知見として、人口政策の転換には、1987年前後にすべての民族の負のテンポの解消を招いたという経路を通じた影響があった。詳細はIV章で論じたため繰り返さないが、結果として1990年代前半の PTFR はちょうどコーホート出生力の民族格差を反映したのになっていた。テンポへの働きかけを通じた一時的な出生率の上昇という意味では人口政策の転換は、人口の再生産行動に対してまったく効果がなかったわけではない⁴⁾。しかしながら、マレー系でコーホート出生力の低下が1980-1990年代にほとんど停止したものの、中国系とインド系のコーホート出生力は人口政策転換の前後も人口置換水準を下回る低下を続けていた。人口政策の転換は1980年代後半の PTFR に含まれていたテンポの歪みを除去しただけであり、出生力を人口置換水準に維持することで達成される長期的な人口の規模と構造の安定には不十分であったということになる。

冒頭で述べたとおり、コーホート分析を行うためには長期時系列データを必要とするため本稿でも一部コーホートについては年齢別出生率の外挿を行ったが、以上の知見は概ね実績データを評価して得られたものである。一方、2000年代以後のより積極的な包括的家族人口政策の影響の評価には、出生率の将来推計を必要とするため難しい。図4によれば、2000年代前半に急拡大した負のテンポは、中国系では2000年代半ばから、マレー系では2010年代に入って反転し縮小していた。しかしながら、中国系のコーホート出生力は人口政策転換後も一貫して低下しており、2000年代に入ってマレー系のコーホート出生力も低下を始めているため、シンガポールの積極的な人口政策も家族数についての社会規範を変え、女性や夫婦が新たな家族規範を実現できるだけのサポートを提供するには至っていないのだろう。かつて、Saw (1970: p.84 ; 2016: p.136) は、1960-70年代の状況をみて、出生力の民族格差の様相は容易に様変わりする可能性があるとは指摘したが、マレー系のカンタムが人口置換水準を割り込もうとしている中で、今後も高い出生力を維持するのか、継続的な観察が重要であろう。

4) 本特集プロジェクト主任研究者の鈴木前副所長から、(晩産が進行するなかで生じるテンポ歪曲を解消することは人口減少・高齢化の緩和に寄与するかに読めるが) 晩産化は世代間隔の拡大を通じ人口減少速度をゆるやかにする側面があるという指摘を受けた(この人口学的メカニズムの解説は、たとえば Preston et al. 2001: pp.150-155にある)。人口増減や構造は出生数や純再生産率に直接左右されるため、実際の人口政策は期間指標の安定を通じて達成されるのだが、冒頭で指摘したとおり(Schoen 2004)、期間出生力の短期的な変化に介入することは困難でありコーホート出生力の人口置換水準への維持を通じた長期的な人口の規模・構造の安定が目指されているように思われる。テンポ歪曲の解消は長期的な人口減少や高齢化とは無関係な短期のコーホートサイズ変化にしか関わらない(解消が急激なら短期のコーホートサイズを歪にする可能性がある)ため、目的に叶うものではない。晩産化を止めるべきではないのか否かについては、たとえば意図せざる晩産が妊孕力の低下を招き夫婦が希望出生数を達成できない状態に陥ることはサポートが必要になると思われるが、難しい問題である。今後の課題としたい。

本稿の分析は出生率の期間変化とその要因を人口政策の導入・転換タイミングに対照させているだけであり、個々の政策の金銭的な誘因が重要であったのか、それとも政府のプロパガンダが社会規範に働き変えた影響が大きかったのかといった政策の直接的な影響を評価するには至っていない。たとえば、米国が1950年代から1970年代にかけてベビーブームとベビーバーストの大きな波を経験したとき、Schoen（2004: 表1）によれば1956–1961年のPTFRには20–22%の正のテンポがあったが、1966–1971年に±2%で消滅し、1973–1978年には14–17%の負のテンポを生じていた。シンガポール（民族総数）の場合、1956–1959年に23–24%の正のテンポがあったのが、1968–1973年の±4%を経て、1977年に23%の負のテンポへと転じたというようにテンポの大きさだけでなく、変化タイミング・年次もよく符合している。この背後には、ベビーブームの後には必ず強い負のテンポが発生し次第に解消するという普遍的な構造があるのか、あるいは、シンガポールは国内市場が小さな貿易中継都市で世界経済の景気変動の影響を顕著に受ける（Jorgenson and Vu 2018）といった固有の事情があるのか、そしてこれらへのシンガポールの人口政策の具体的な関わりは如何なるものか、不明である。純粋に人口学的な見地からも、コーホート・カンタムの変動要因やコーホート・テンポの長期と短期の区別などについて本稿では踏み込んで論じるには至っていない。今後の課題としたい。

（2022年4月18日査読修了）

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（慶應義塾大沢）、石井太氏（慶應義塾大学）、可部繁三郎氏（日本経済新聞社）並びに原俊彦氏（札幌市立大学）をはじめとする2021年度日本人口学会第1回東日本地域部会への参加者から貴重なコメントをいただいた。また匿名の査読者からは草稿に残された数式を含む多数の誤りを指摘していただいた。本研究は、厚生労働科学研究費補助金（H30-地球規模一般-002、研究代表者鈴木透）、厚生労働行政推進調査事業費補助金（20BA2001、研究代表者林玲子）による助成を受けた。本稿は著者が2012年に査読を受けた論文を元に、再分析と全面的な改稿を行ったものである。その意味では10年以上にわたり社人研・東アジアプロジェクトから受けた支援の成果である。この間、研究代表者を長年務めてこられた鈴木透前副所長からは人口学の初歩から丁寧な手ほどきを受け、本稿の草稿に対しても詳細なアドバイスを受けた。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。

統計資料

人口センサス及び一般世帯調査報告書

Arumainathan, P. (1973) *Singapore: Census of Population 1970*, Volume I Administrative Report and General Review, Volume II Concepts and Definitions and Census Tables, Singapore: Department of Statistics.

Chua, S. C. (1964) *State of Singapore: Report on the Census of Population 1957*, Singapore: Government Press.

- Del Tufo, M. V. (1949) *Malaya: A Report on the 1947 Census of Population*, London: Crown Agents for the Colonies.
- Khoo, Chian Kim (1981) *Singapore: Census of Population 1980, Release No.2 Demographic Characteristics, Release No.9 Religion and Fertility*, Singapore: Department of Statistics.
- Lau, Kak En (1992) *Singapore: Census of Population 1990, Statistical Release No.1 Demographic Characteristics*, Singapore: Department of Statistics.
- Leow, Bee Geok (2001) *Singapore: Census of Population 2000, Statistical Release No.1 Demographic Characteristics*, Singapore: Department of Statistics.
- Singapore Department of Statistics (1996) *General Household Survey 1995: Socio-Demographic and Economic Characteristics*, Singapore: Department of Statistics.
- Singapore Department of Statistics (2006) *General Household Survey 2005, Statistical Release 1: Socio-Demographic and Economic Characteristics*, Singapore: Department of Statistics.
- Singapore Department of Statistics (2016) *General Household Survey 2015*, Singapore: Department of Statistics.
- Wong, Wee Kim (2011) *Census of Population 2010, Statistical Release 1: Demographic Characteristics, Education, Language and Religion*, Singapore: Department of Statistics.
- Wong, Wee Kim (2021) *Census of Population 2020, Statistical Release 1: Demographic Characteristics, Education, Language and Religion*, Singapore: Department of Statistics.

人口動態統計報告書

- Singapore. *Annual Report of Registry of Muslim Marriages and the Shariah Court, 1960 to 1984*, Singapore: Department of Statistics.
- Singapore. *Report on Marriages and Divorces, 1980–*, Singapore: Department of Statistics.
- Singapore. *Report on the Registration of Births and Deaths, 1940/47 to 1954*, Singapore: Government Printing Office.
- Singapore. *Report on the Registration of Births and Deaths, Marriages and Persons, 1955 to 1965*, Singapore: Government Printing Office.
- Singapore. *Report on the Registration of Births and Deaths and Marriages, 1966 to 1979*, Singapore: Government Printing Office.
- Singapore. *Report on the Registration of Births and Deaths, 1980–*, Singapore: Registrar-General of Births and Deaths.

参照文献

- 大谷憲司 (1993) 『現代日本出生力分析』 関西大学出版部。
- 金子隆一 (2004) 「少子化の人口学的メカニズム」, 大淵寛・高橋重郷編著『少子化の人口学』原書房: pp.15–36.
- 菅桂太 (2020) 「都市国家シンガポールにおける人口変動の民族格差」『人口問題研究』第76巻第4号: pp.510–532.
- 菅桂太 (2022) 「シンガポールにおける人口政策の展開」『日中韓における少子高齢化の実態と対応に関する研究 令和3年度 総括研究報告書』(研究代表者: 林玲子, 課題番号20BA2001).
- 菅桂太・曹成虎 (2021) 「人口政策としての住宅政策: シンガポール・韓国の例」『日中韓における少子高齢化の実態と対応に関する研究 令和2年度 総括研究報告書』(研究代表者: 林玲子, 課題番号20BA2001): pp.89–120. doi: 10.50870/00000204
- 鈴木透 (2002) 「出生力のコーホート・モデルとピリオド・モデル」『人口学研究』第31号: pp.1–17.
- 原俊彦 (2005) 「テンポとクワンタム—Ryder 指標と簡易法の比較」『人口学研究』第37号: pp.47–65.
- Anderson, John E., Mark C. E. Cheng and Wan Fook-Kee (1977) "A Component Analysis of Recent Fertility Decline in Singapore" *Studies in Family Planning*, Vol.8(11): pp.282–287.

- Bhrolcháin, Máire Ni (2011) "Tempo and the TFR," *Demography*, Vol. 48: pp.841–861.
- Bongaarts, John and Griffith Feeney (1998) "On the Quantum and Tempo of Fertility," *Population and Development Review*, Vol.24(2): pp.271-291.
- Devolder, Daniel (2018) "Relationships between total and birth order-specific fertility indicators: Application to Spain for the 1898–1970 cohorts," *Population*, Vol. 73(1): pp.61–88.
- Heckman, James J. and Edward J. Vytlačil (2007) "Econometric Evaluation of Social Programs, Part I: Causal Models, Structural Models and Econometric Policy Evaluation", in James J. Heckman and Edward E. Leamer (eds.) *Handbook of Econometrics*, Vol. 6B, pp.4779-4874, Amsterdam: North-Holland.
- Jorgenson, Dale W., and Khuong M. Vu (2018) "Total Factor Productivity and the Sources of Singapore's Economic Growth: Measurement, Insights, and Consequences," in Deb Kusum Das(ed.) *Productivity Dynamics in Emerging and Industrialized Countries*, pp.275-312, London: Routledge, Taylor and Francis.
- Lee, David S. and Thomas Lemieux (2010) "Regression Discontinuity Designs in Economics," *Journal of Economic Literature*, Vol.48: pp.281–355.
- Livi-Bacci, Massimo (2017) *A Concise History of World Population, Sixth Edition*, Oxford: John Wiley & Sons Ltd. リビヴァッチ, マッシモ (2014) 『人口の世界史』(速水融・齋藤修訳) 東洋経済新報社.
- Preston, Samuel H., Patrick Heuveline, and Michel Guillot (2001) *Demography: Measuring and Modeling Population Processes*, Malden: Blackwell Publishing.
- Ryder, Norman B. (1964) "The Process of Demographic Translation," *Demography*, Vol.1(1): pp.74–82.
- Ryder, Norman B. (1980) "Components of Temporal Variations in American Fertility," in R.W. Hiorns ed. *Demographic Patterns in Developed Societies*, pp.15–54, London: Taylor & Francis.
- Saw, Swee-Hock (1964) "A Note on the Unver-registration of Births in Malaya during the Intercensal Period 1947–1957," *Population Studies*, Vol.18(1): pp.35-52.
- Saw, Swee-Hock (1970) *Singapore Population in Transition*, Philadelphia: University of Pennsylvania Press.
- Saw, Swee-Hock (2012) *The Population of Singapore, Third Edition*, Singapore: Institute of Southeast Asia Studies Publishing.
- Saw, Swee-Hock (2016) *Population Policies and Programmes in Singapore, 2nd Edition*, Singapore: Institute of Southeast Asian Studies Publications.
- Singapore Department of Statistics (2021) *Population Trends 2021*. (Accessed on 2021/10/27 at: <https://www.singstat.gov.sg/-/media/files/publications/population/population2021.pdf>)
- Schoen, Robert (2004) "Timing Effects and the Interpretation of Period Fertility," *Demography*, Vol.41(4): pp.801–819.
- United Nations Population Division (2019) *World Population Prospects 2019 Revision*, New York: United Nations. Accessed on 2021/1/7 at <https://population.un.org/wpp/>
- Wong, Theresa and Brenda S. A. Yeoh (2003) "Fertility and the Family: An Overview of Pro-natalist Population Policies in Singapore," Asian Meta Centre Research Paper Series, No. 12, Singapore: Asian Research Institute.
- Yap, Mui Teng (2001) "Population Policies and Programs in Singapore," pp.89–114 in Andrew Mason ed., *Population Policies and Programs in East Asia*, Population and Health Series No. 123, East-West Center.
- Yap Mui-Teng (2009) "Ultra-low Fertility in Singapore: Some Observations," pp.160–180 in Gavin Jones, Paulin-Tay Straughan and Angelique Chan eds., *Ultra-low Fertility in Pacific Asia: Trends, Causes and Policy Issues*, Routledge: London.
- Yap, Mui Teng and Christopher Gee (2016) *Singapore Chronicles: Demography*, Singapore: Institute of Policy Studies and Straits Times Press.
- Zeng, Yi and Kenneth C. Land (2002) "Adjusting Period Tempo Changes with an Extension of Ryder's Basic Translation Equation," *Demography*, 38(1): pp.17-28.

Ethnic Similarities and Differentials of Fertility Transitions, Below-Replacement Reproductions, and Population Policies in Singapore

SUGA Keita

This study examines patterns and covariates of fertility differentials among major ethnic groups in Singapore while comparing the timing of implementation and amendment of population policies. We assess the effects of the transformation from anti-natal family programs to pro-natal policies in the 1980s and the following enhancements of socio-family policies. For this, we employ Ryder's indices (1980) for a decomposition of the period's total fertility rates into components of cohort-tempo and cohort-quantum. After reviewing population policy developments, we show historical fertility evolutions both in terms of period measures (for 1947–2020) and of cohorts born from the 1870s to around 1980. Then, we investigate the ethnic differences in the effects of tempo- and quantum- components underlying the fertility transitions and prolonged fertility declines.

We found that cohort-tempo played major roles in the determination of period fertility changes of all ethnicities, both in the eras of promoting the family program, and relaxing and abolishing it. On one hand, the strengths of the tempo effects differ among ethnic groups. On the other hand, the quantum components continue to decline after introducing comprehensive pro-natal measures. We discuss the implications of these results.

Keywords: cohort fertility, tempo-effect, ethnic differentials, fertility, population policy