

## 初婚 / 第 1 子出生率の動向分析：競合リスクモデルによるアプローチ

余田翔平・別府志海・岩澤美帆・石井太

### 1. 問題の所在

国立社会保障・人口問題研究所（以下、社人研）の全国将来人口推計（以下、全国推計）では、昭和 61 年推計以降、コーホート出生率法による出生仮定値設定がなされている。すなわち、コーホート別に年齢別出生率を観察していき、出生過程が完了していないコーホートについては、実績値が得られていない年齢から出生過程が完結する年齢までの年齢別出生率を推計している。具体的には、一般化対数ガンマ分布モデルと呼ばれるパラメトリックな数理モデル（後述）を当てはめることで、実績値がまだ観察されていないコーホート年齢別出生率を推計している。

このようなパラメトリックモデルを出生率の推計に適用するうえでしばしば問題になるのが、モデルに含まれているパラメータだけでは表現できない出生スケジュールの変化が現実には存在するということである。社人研の全国推計が利用してきた一般化対数ガンマ分布モデルもまた、比較的少数のパラメータによってかなり多様なコーホート出生スケジュールを再現できるものの、それだけでは表現できない出生パターンが実績値として観察されている。

図 1 にはそうした出生パターンの例を示した。この図が示しているのは、1965 年コーホートと 1980 年コーホートの年齢別第 1 子出生率である。1965 年コーホートの年齢別出生率をみると、26・27 歳あたりをピークに単峰型のパターンを示していることが分かる。一方で、1980 年コーホートの出生スケジュールは、大局的に見れば単峰型と言えるものの、20 代前半において「こぶ」のような形状が出生率カーブに観察されている。これは後述するように婚前妊娠による出生の影響と考えられる。従来的一般化対数ガンマ分布モデルだけでは、1980 年コーホートのような出生スケジュールを再現することが難しい。

本稿の目的は、婚前妊娠がコーホート出生率に及ぼす影響を考慮したうえで出生率を推計するために、従来型的一般化対数ガンマ分布モデルを競合リスクモデルに拡張することである。具体的には、第 1 子出生を「婚前妊娠による出生」と「それ以外の出生」とに分類し、多重減少生命表の考え方にもとづいて、それぞれに一般化対数ガンマ分布モデルを当てはめる。なお、後に示すように、婚前妊娠による年齢スケジュールの変化は初婚率にも見られるため、第 1 子出生に加えて初婚率の推計にも競合リスクモデルを適用する。

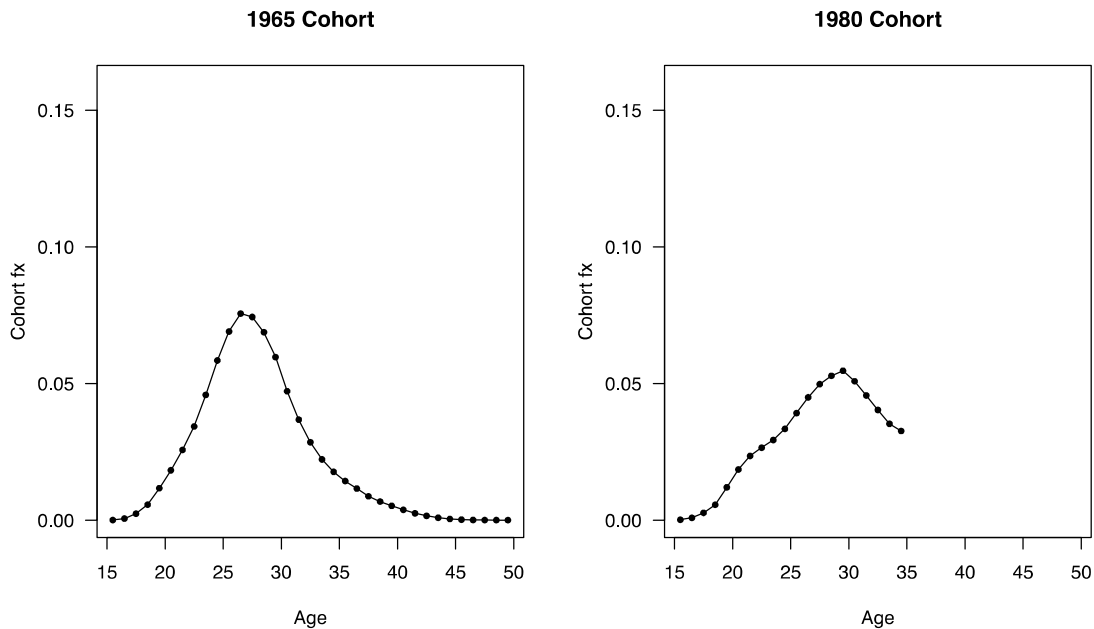


図1 1965年コーホートと1980年コーホートの年齢別第1子出生率

## 2. データ

一般化対数ガンマ分布モデルを当てはめる対象となるのは、コーホート年齢別の初婚率および第1子出生率である。本稿では、これらの動態率の算出にあたり、2つのデータソースを利用する。ひとつは、日本版死亡データベース(JMD)から公開されている女性の生存延べ年数であり、これが動態率の分母となる。もうひとつは、人口動態統計から得られる、各年の女性の各歳別の初婚数および第1子出生数であり、これらが動態率の分子となる。なお、初婚数については届け出遅れの補正を施している。

以上のデータから年次ごとの年齢別初婚率および年齢別第1子出生率が算出され、これらをコーホートに組み替えることによってコーホート年齢別の初婚率および第1子出生率が得られる。本稿ではさらにこれらの動態率を「婚前妊娠初婚/出生」と「その他の初婚/出生」とに分類する。以下では、両者の定義について説明する。

### 2.1 婚前妊娠による第1子出生

人口動態統計の出生票には、夫婦の同居開始年月と当該子の出生年月が含まれている。これら2時点の年月情報を用いて、第1子出生については、「同居開始から7ヶ月以内に出生」したケースを「婚前妊娠による出生」と定義して

いる<sup>1</sup>。もちろん出産に至るまでの妊娠週数には個人差があるものの、この定義にもとづくとおおむね妊娠2ヶ月目頃に同居を開始したケースを婚前妊娠とみなすことになる。「その他の(第1子)出生」は、第1子出生総数から婚前妊娠出生を差し引いたものになる。なお、婚前妊娠による第1子出生率は、出生時の妻年齢別に算出する。

## 2.2 婚前妊娠による初婚

つづいて、婚前妊娠初婚の定義について説明する。各年次の初婚件数は人口動態統計の婚姻票から得られるが、婚姻票では夫婦の同居開始時に妻が妊娠しているか(さらには妊娠していた場合、その後出産に至ったか)は分からない。そのため、婚姻票の情報だけでは婚前妊娠初婚を特定できない。

そこで本稿では、いくつかの仮定を置いた上で、出生票の情報から婚前妊娠による初婚件数を推定する。それらの仮定は以下のとおりである。

婚前妊娠による第2子以降の出生はすべて再婚から発生する。言い換えると、妊娠発覚後に初婚を開始しその後出生に至った場合、当該子は第1子である。妻の同居開始年齢別にみた初再婚の構成割合は、その結婚が婚前妊娠を伴う結婚か否かによって変わらない。

の仮定を置くことによって、2.1で定義した「婚前妊娠による出生 = 同居開始から7ヶ月以内に出生」のうち、初婚によるものを抽出できれば「婚前妊娠初婚」を定義することができる。しかしながら、出生票では夫婦の同居開始年月は分かるものの、そのパートナーシップが初婚なのか再婚なのかは把握できない。

そこで の仮定を置く。人口動態統計の婚姻票からは、妻の同居開始年齢別にみた初再婚の構成割合を算出できる(図2参照)。仮に、この割合が婚前妊娠結婚とそれ以外の結婚とで変わらないとすると、この初再婚の構成比を用いて婚前妊娠を伴う結婚を按分すれば、婚前妊娠初婚を特定できる。

---

<sup>1</sup> この定義は婚前妊娠結婚に関する先行研究でも広く用いられている(Ruzicka

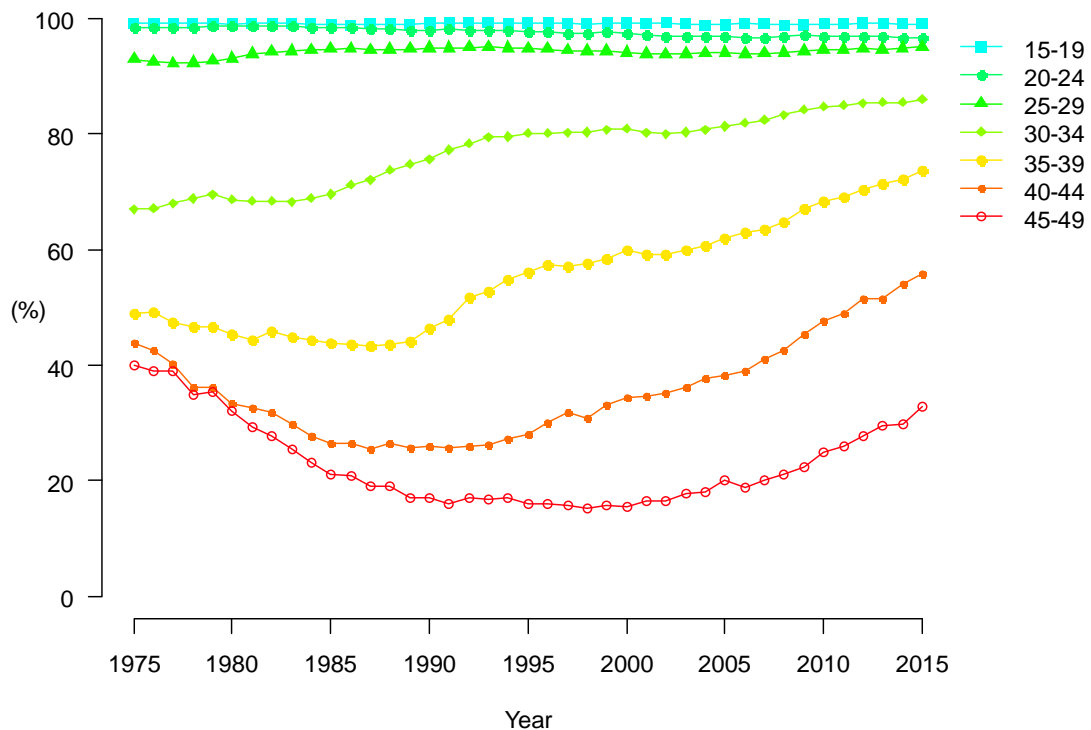


図2 同居開始年別、妻の同居開始年齢別にみた、全結婚に占める初婚の割合

以上の定義にもとづいた婚前妊娠初婚の注意点として、「妊娠発覚後に初婚を開始したが中絶や流死産によって出生に至らなかったケース」が含まれない。人口動態統計からはこうしたケースは特定できないため、今後、標本調査等によって婚前妊娠初婚に占める中絶や流死産の割合を算出し、本稿の婚前妊娠初婚の操作化の妥当性をチェックする必要がある。

### 3. 方法

以下ではまず、社人研の全国推計で出生率の推計に用いられてきた従来型の一般化対数ガンマ分布モデルについて概説する。つづいて、多重減少生命表の原理にもとづいて一般化対数ガンマ分布モデルを競合リスクモデルに拡張する方法について述べる。

#### 3.1 一般化対数ガンマ分布モデル

一般化対数ガンマ分布モデルは、年齢別初婚率のモデルとして知られるコー  
 ル - マクニールモデルの一般化であるが、出生率に対しても当てはまりの良い  
 ことがわかっている (Kaneko 2003)。出生順位 $n$ 、年齢 $x$ の出生率を $f_n(x)$ とす  
 ると、一般化対数ガンマ分布モデルは以下の式で与えられる。

$$f_n(x) = C_n \cdot g(x; u_n, b_n, \lambda_n)$$

ただし、

$$g(x; u_n, b_n, \lambda_n) = \frac{|\lambda_n|}{b_n \Gamma(\lambda_n^{-2})} (\lambda_n^{-2})^{\lambda_n^{-2}} \exp \left[ \lambda_n^{-1} \left( \frac{x - u_n}{b_n} \right) - \lambda_n^{-2} \exp \left\{ \lambda_n \left( \frac{x - u_n}{b_n} \right) \right\} \right]$$

である。 $\Gamma$ 、 $\exp$  はそれぞれガンマ関数、指数関数を指し、 $C_n$ 、 $u_n$ 、 $b_n$ 、 $\lambda_n$  は出生  
 順位  $n$  の年齢別出生率関数のパラメータである。

社人研の全国推計では、日本の年齢別出生率の特徴を精密に再現するために、  
 実績値との比較による誤差の標準パターン( $\varepsilon_n$ ) (経験補正関数) を抽出し、これ  
 によって修正を行っている。その結果、コーホートの出生順位別・年齢別出生  
 率関数 $f_n(x)$ は、

$$f_n(x) = C_n \cdot \left\{ g(x; u_n, b_n, \lambda_n) + \varepsilon_n \left( \frac{x - u_n}{b_n} \right) \right\}$$

として与えられる。

社人研の過去の全国推計 (平成 18 年 12 月推計および平成 24 年 1 月推計) に  
 おいては、婚前妊娠による第 1 子出生年齢スケジュールの補正は、経験補正関  
 数の一部として織り込まれている。具体的には、第 1 子出生率の経験補正関数  
 は以下のように 2 つの項に分解される。

$$\varepsilon_1 = \varepsilon_1^* + \rho \varepsilon_1^P$$

$\varepsilon_1^P$  は婚前妊娠による年齢パターン変化の経験補正值、 $\varepsilon_1^*$  はそれ以外の経験補正  
 値である。 $\rho$  は婚前妊娠による年齢パターン変化の補正強度を示すパラメータで  
 あり、コーホートごとに可変とする。

経験補正関数は、純粋な数理モデルとしての一般化対数ガンマ分布モデルと  
 実績値との乖離の平均的なパターンであるため、これをモデルに含めることによ  
 って実績値への適合度は改善される。婚前妊娠補正も経験補正関数の一部と  
 して反映されているため、社人研の全国推計でこれまで用いられてきた「経験

補正型一般化対数ガンマ分布モデル」も婚前妊娠による出生パターンの変化に対応できる仕組みを兼ね備えている。

ところが、経験補正関数による婚前妊娠補正にはいくつかの問題点がある。第1に、経験補正とはあくまで実績値に対する数理モデルの適合度を高めるための「事後的な」補正のため、こうした補正は可能な限りモデルに含めるべきではないという批判がありうる。第2に、経験補正関数の一環としての婚前妊娠補正関数には補正強度を示すパラメータが含まれているものの、そもそも婚前妊娠による出生が量的にどれほど存在するのかといった疑問に答えることは難しい。これらの問題点を解消する手段のひとつとして、第1子出生（および初婚）を「婚前妊娠による出生／初婚」と「それ以外の出生／初婚」に分離し、それぞれの年齢別出生率／初婚率に対して一般化対数ガンマ分布モデルを当てはめるという方法が考えられる。そこでつぎに、多重減少生命表の原理を応用して一般化対数ガンマ分布モデルを競合リスクモデルに拡張する方法について説明する。

### 3.2 競合リスクモデルへの拡張

一般に結婚や出生は一人の者が複数回経験をすることができる反復可能事象であるのに対し、初婚や第1子出生は一回しか経験することができない反復不可能事象である。そこで、これらの事象を死亡として捉えることにより、一般的な生命表理論の応用が可能となる。さらに、死亡については死因など複数の競合する減少要因を考慮した生命表を考えることができるが、これを取り扱うのが多重減少生命表の理論である。そこで、初婚／第1子出生が、「婚前妊娠による初婚／第1子出生」と「それ以外の初婚／第1子出生」という二つの競合する減少要因から成ると考え、多重減少生命表を応用し、初婚／第1子出生モデルの競合リスクモデルへの拡張を行うこととする。

以下では離散型モデルを考察する。 ${}_1f_x$  で年齢 $[x, x + 1)$ におけるコーホート年齢別初婚率／第1子出生率を表す。さらに、第 $i$ 要因による初婚率／第1子出生率を ${}_1f_x^i$ と表す。ここで、 $i$ が1の時は婚前妊娠による初婚／第1子出生率、 $i$ が2の時はそれ以外の初婚／第1子出生率を示す。年齢 $x$ 歳時点での未婚者割合／第1子出生未経験者割合を $S_x$ と書くと、 $S_x = 1 - \sum_{a=15}^{x-1} {}_1f_a$ であり、 $[x, x + 1)$ における初婚／第1子発生確率は全要因では ${}_1q_x = {}_1f_x / S_x$ 、第 $i$ 要因については ${}_1q_x^i = {}_1f_x^i / S_x$ となる。

この第 $i$ 要因についての発生確率 ${}_1q_x^i$ は、競合する他のリスクが存在する下での確率であることから、第 $i$ 要因のみが減少要因であったときの発生確率 ${}^*_1q_x^i$ とは異なるものとなっている。モデリングは第 $i$ 要因のみが減少要因であるとした場合の初婚／第1子出生関数に対して行うことから、 ${}^*_1q_x^i$ を多重減少表

生命表の理論から導出する。これにはいくつかの方法が存在するが、ここでは各年齢区間 $[x, x + 1)$ において、第 $i$ 要因による初婚 / 第1子発生ハザードが全要因のハザードに比例することを仮定する。この仮定の下では以下の関係式が成立する(Preston et al. 2000: p. 82)。

$$1 - {}_1^*q_x^i = (1 - {}_1q_x) \frac{{}_1f_x^i}{{}_1f_x}$$

そこで、この  ${}_1^*q_x^i$  を用いて第 $i$ 要因に関する単一減少表を作成することにより、第 $i$ 要因のみが減少要因であったとしたときの初婚率 / 第1子出生率  ${}_1^*f_x^i$  を得ることができる。そこで、この  ${}_1^*f_x^i$  に一般化対数ガンマ分布モデルを当てはめることにより、要因ごとに初婚率 / 第1子出生率の推定を行うことができる。

このようにして推定された  ${}_1^*f_x^i$  から  ${}_1^*q_x^i$  を算出し、

$$1 - {}_1q_x = \prod_i (1 - {}_1^*q_x^i)$$

により全体の初婚 / 第1子発生確率を得て、これをコーホート年齢別初婚率 / 第1子出生率に変換することにより、「婚前妊娠による初婚 / 第1子出生」と「それ以外の初婚 / 第1子出生」のそれぞれが一般化対数ガンマ分布モデルに従う、初婚率 / 第1子出生率関数のモデリングを行うことが可能となる。

## 4. 分析結果

### 4.1 婚前妊娠をともなう初婚・第1子出生の趨勢

はじめに、各年次の初婚数・第1子出生数のうち、婚前妊娠をともなう初婚および第1子出生がそれぞれどれほどの割合を占めるのかについて確認しておこう<sup>2</sup>。図3は年次別にみた婚前妊娠初婚 / 第1子出生の割合である。初婚・第1子出生ともに婚前妊娠の割合は、1990年代後半に急激に伸び、2000年代半ばまでは横ばい傾向が続いた後、緩やかに低下している。ピーク時でみると、初婚は約20%、第1子出生は約30%が婚前妊娠を伴っている。

<sup>2</sup> 初婚は届出のあった年ではなく同居開始年別に集計している。

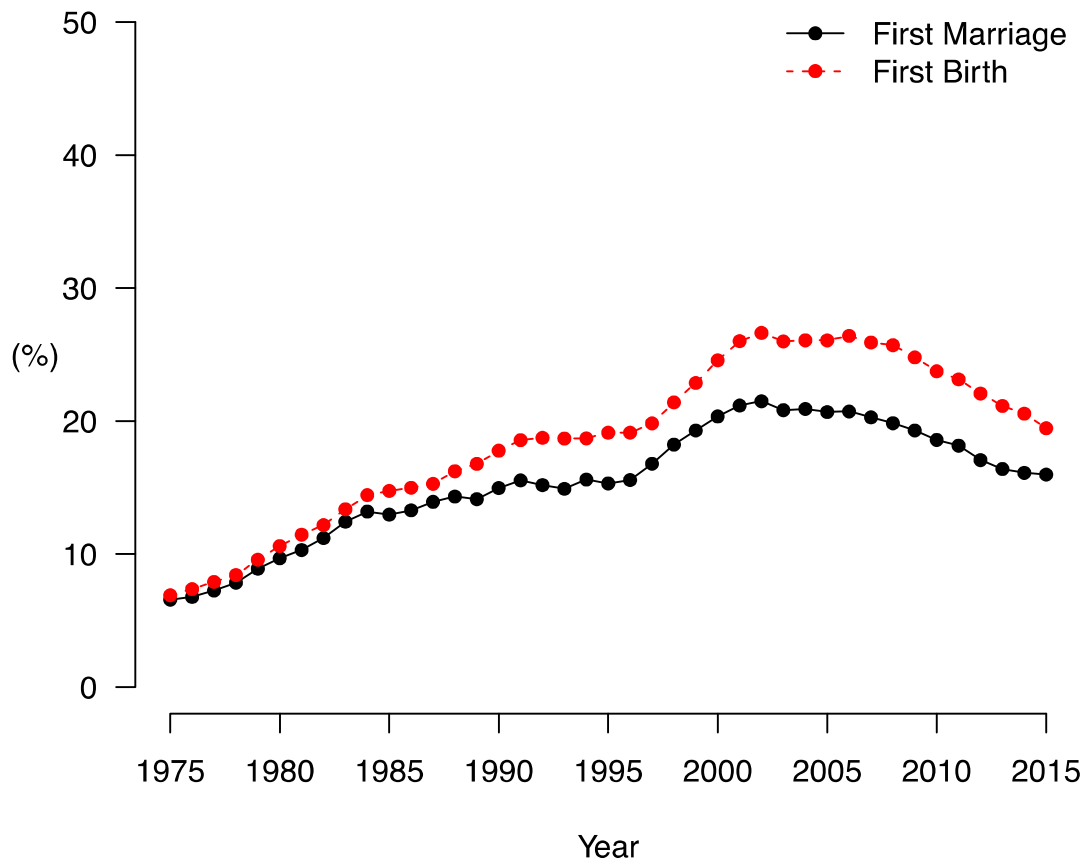


図3 年次別にみた、婚前妊娠初婚 / 第1子出生の割合

図3は各年次の総数に占める婚前妊娠初婚 / 第1子出生の割合であるが、これらを年次別・年齢別に集計したものが図4である。初婚・第1子出生ともに、10代後半から20代前半において婚前妊娠の占める割合が高い。その後、婚前妊娠の割合は、初婚では25歳付近、第1子出生では30歳付近までに大きく低下していることが分かる。

「婚前妊娠初婚 / 第1子出生」と「その他の初婚 / 第1子出生」の年齢別動態率を1975年と2005年とで比較したのが図5である。ここでは初婚・第1子出生ともに次の2点があてはまる。第1に、婚前妊娠を伴う初婚・第1子出生率は、年齢パターンは2時点間で大きく変わらないものの、2005年では1975年よりも動態率が高まっている。第2に、「その他の初婚率 / 第1子出生率」は婚前妊娠を伴うそれよりも年齢パターンが大きく変化しており、一言で言えば晩婚化・晩産化を反映して年齢スケジュールが高年齢にシフトしている。図1において第1子出生率カーブに見られた20代前半の「こぶ」は、このような性



質の異なる2つの動態率（「婚前妊娠初婚 / 第1子出生」・「その他の初婚 / 第1子出生」）のそれぞれの変化を反映しているものと推測される。

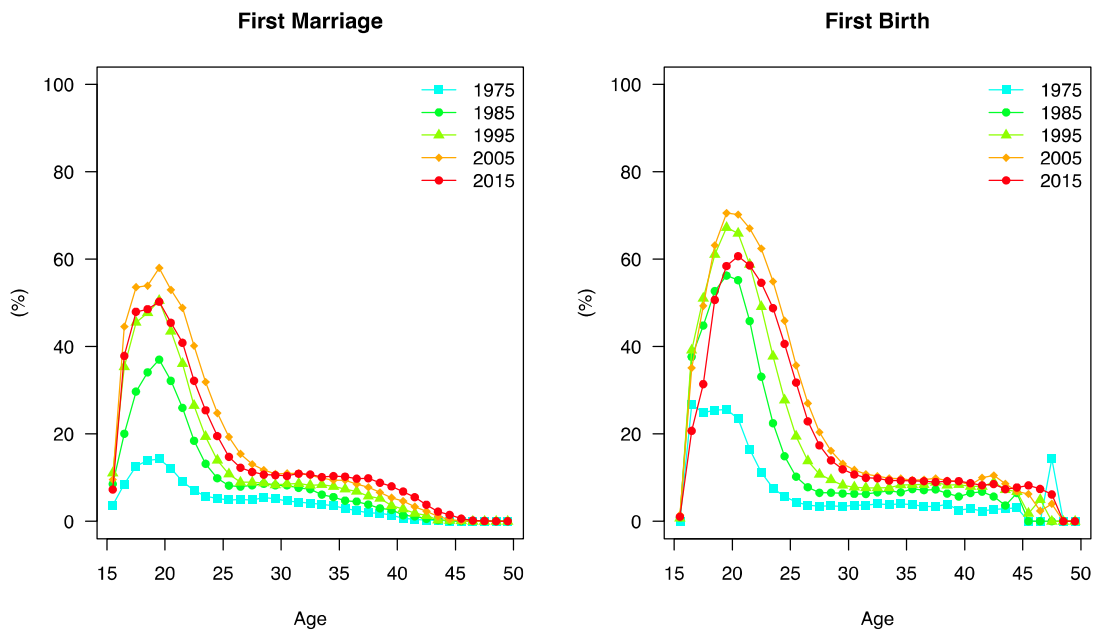


図4 年次別・年齢別にみた、婚前妊娠初婚 / 第1子出生の割合

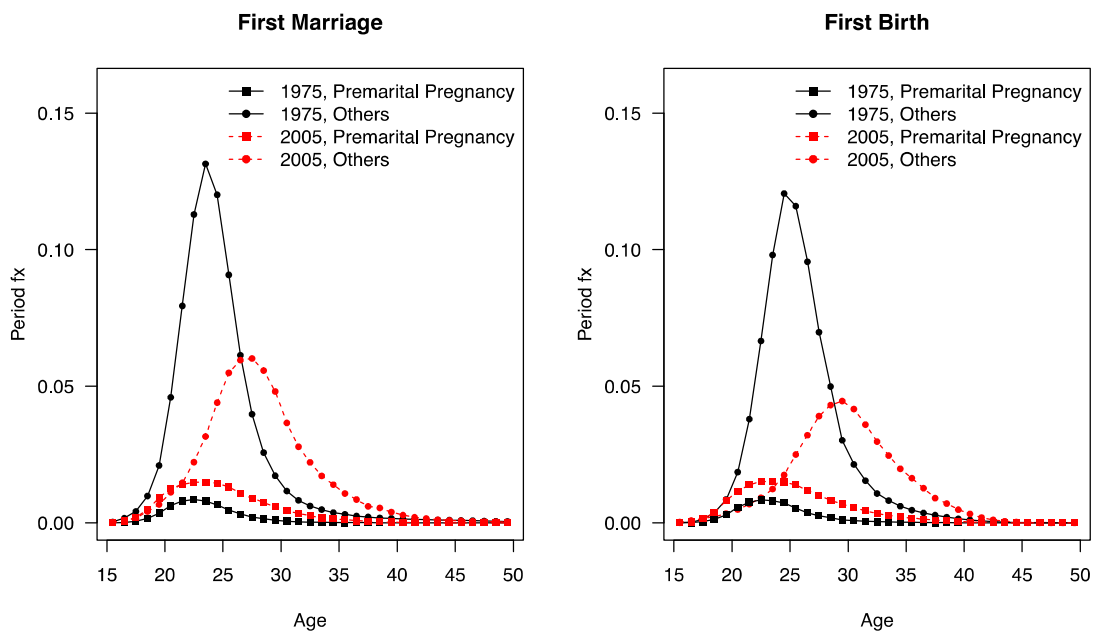


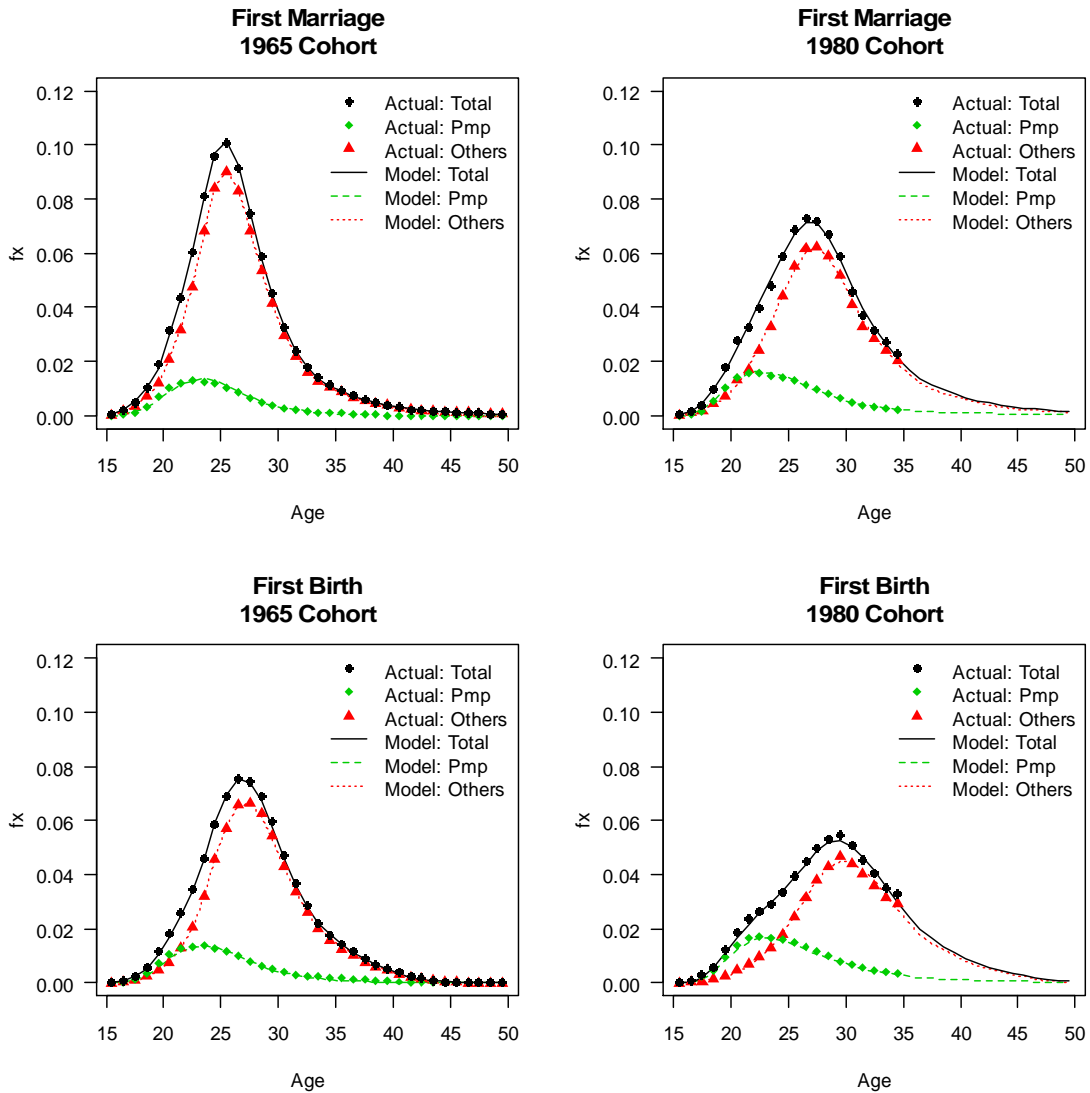
図5 「婚前妊娠初婚 / 第1子出生」と「その他の初婚 / 第1子出生」の年齢別動態率（1975年および2005年）

#### 4.2 競合リスクモデルによる初婚率 / 第 1 子出生率の推計

ここまでは婚前妊娠を伴う初婚・第 1 子出生の動向について年次別に観察してきた。以下ではこれらの動態率をコーホートに組み換え、競合リスク型の一般化対数ガンマ分布モデルを適用する。そうすることで、出生過程の途上にあるコーホートについても、「婚前妊娠初婚 / 第 1 子出生」と「その他の初婚 / 第 1 子出生」を区別したうえでそれぞれの年齢別動態率の将来値を推定できる。

図 6 には 1965 年コーホートと 1980 年コーホートの初婚率および第 1 子出生率の当てはめの結果を示した。1965 年コーホートは 50 歳まで出生過程を完了している最も若いコーホート（本稿執筆時点）であり、このようなコーホートに対しては最尤推定法によってほぼ問題なくパラメータの推定を行うことができる。人口推計の場面では、このコーホートについては（50 歳までの実績値が得られているため）年齢別初婚率 / 第 1 子出生率の推計をする必要はないものの、実績値にモデルをあてはめることでモデルの適合度を測ることができる。モデル推定の結果、「婚前妊娠初婚 / 第 1 子出生」と「その他の初婚 / 第 1 子出生」とともに、実績値に対するモデルの当てはまりが良いことが確認される。

一方、1980 年コーホートは結婚過程ならびに出生過程を終えておらず、このようなコーホートに対しては、モデル値を将来の年齢別初婚率・出生率として、結婚や出生の仮定設定に用いることができる。また、冒頭で述べたとおり、このコーホートは婚前妊娠によって初婚パターンや第 1 子出生パターンに変化が見られ、初婚や第 1 子出生のこうした年齢スケジュールをモデルとして表現できるか否かが将来人口推計においてモデルの重要な評価基準のひとつとなる。モデル推定の結果を見てみると、特に第 1 子出生率に顕著に見られる 20 代前半における「こぶ」もモデルによって概ね表現できている。



注：凡例の意味は以下の通り。Total：全初婚 / 第1子出生、Pmp：婚前妊娠を伴う初婚 / 第1子出生、Others：その他の初婚 / 第1子出生

図7 競合リスク型の一般化対数ガンマ分布モデルによる、  
初婚率および第1子出生率の当てはめ

## 5. まとめ

本稿では、婚前妊娠による初婚および第1子出生の年齢スケジュールの変化に着目し、こうした初婚 / 出生パターンをより良く表現するために、多重減少生命表の原理を応用して一般化対数ガンマ分布モデルを競合リスクモデルに拡張した。

このようなモデルの当てはめを行うための基礎データとして、人口動態統計の個票データを用いて、全初婚ならびに全第1子出生をそれぞれ「婚前妊娠初

婚 / 第 1 子出生」と「それ以外の初婚 / 第 1 子出生」に分類した。それぞれの初婚および第 1 子出生を年次別に観察した結果、以下の点が明らかになった。

- ・ 婚前妊娠を伴う初婚・第 1 子出生が全体に占める割合は、1990 年代後半に急増し、2000 年代半ばまで横ばい傾向が続いた後、緩やかに低下している。
- ・ 初婚・第 1 子出生ともに、10 代後半から 20 代前半において婚前妊娠の占める割合が高い。その後、婚前妊娠の割合は、初婚では 25 歳付近、第 1 子出生では 30 歳付近までに大きく低下している。
- ・ 「婚前妊娠初婚 / 第 1 子出生」と「その他の初婚 / 第 1 子出生」の年齢別動態率を 1975 年と 2005 年とで比較したところ、婚前妊娠を伴う初婚・第 1 子出生率は、年齢パターンは 2 時点間で大きく変わらないものの、2005 年では 1975 年よりも動態率が高まっている。一方、「その他の初婚率 / 第 1 子出生率」は婚前妊娠を伴うそれよりも年齢パターンが大きく変化しており、一言で言えば晩婚化・晩産化を反映して年齢スケジュールが高年齢にシフトしている。

つづいて、年次別の年齢別初婚率 / 第 1 子出生率をコーホートに組み替え、競合リスク型の一般化対数ガンマ分布モデルを当てはめた。モデル推定の結果、婚前妊娠による初婚 / 第 1 子出生の年齢パターンの変化を概ね再現できていることが確認された。

3.1 で述べたように、社人研の従来全国推計においても、婚前妊娠による出生パターンの変化については、実績値とモデル値との乖離を経験補正関数の一部として取り込むことで対処がなされてきた。本稿で得られた結果からは、一般化体数ガンマ分布モデルを競合リスクモデルに拡張することで、経験補正の一環としての婚前妊娠補正という事後的な補正をモデルに組み込むことなく、婚前妊娠による初婚・第 1 子出生の年齢スケジュールの変化を表現できる可能性が示唆された。

本研究で明らかとなった「婚前妊娠初婚 / 第 1 子出生」と「その他の初婚 / 第 1 子出生」の動向は、若年層において一定の妊娠先行型結婚・出生が安定的に存在しているのに対し、それ以外については、30 歳代以上で駆け込みとも呼ばれるような出生パターンが顕在化してきており、このような晩産化型の出生パターンが一定の定着傾向を見せながら出生分布の高齢化に結びついていることがその要因となっている。このような晩産化型出生パターンの定着傾向が今後も続くかどうかは、この年齢層の女性がこれまで妊娠・出産を先送りしてき

たことに関連する様々な障害を取り除けるかどうかという政策的課題にも直結しており、今後、このような出生動向の変化の背景をさらに分析することが重要であると考えられる。

最後に、本稿に残された課題について整理しておく。第1に、婚前妊娠を伴う初婚/第1子出生の定義についてはいくつかの仮定を置いていることから、その仮定の経験的妥当性の確認も含め、多角的に検討していく必要がある。第2に、多重減少生命表にもとづく競合リスクモデルはリスク人口の同質性を仮定しているが、婚前妊娠を伴う初婚・第1子出生を経験する集団とそれ以外の初婚・第1子出生を経験する集団が同質的でない可能性もある。このようなリスク人口の異質性を考慮したモデルについても今後検討していきたい。

(文献)

岩澤美帆・鎌田健司 (2013) 「婚前妊娠結婚経験は出産後の女性の働き方に影響するか？」 『日本労働研究雑誌』 55(9): 17-32.

Japanese Mortality Database, National Institute of Population and Social Security Research, Available at <http://www.ipss.go.jp/p-toukei/JMD/index-en.html>.

鎌田健司(2006) 「婚前妊娠に関する社会経済的要因の分析」 『経済学研究論集』 第24号, pp.45-63.

—— (2012a) 「全国家族調査を用いた分析 婚前妊娠出生の社会経済的要因」 安藏伸治・小島宏編 『ミクロデータの計量人口学』 原書房, pp.67-91.

Kaneko, Ryuichi (2003) “Elaboration of the Coale-McNeil Nuptiality Model as The Generalized Log Gamma Distribution: A New Identity and Empirical Enhancements.” *Demographic Research* 9(10): 223-262.

Preston, Samuel, Patrick Heuveline and Michel Guillot, 2000, *Demography: Measuring and Modeling Population Processes*, Wiley-Blackwell.

Ruzicka, L. T.(1975) “Age at Marriage and Timing of the First Birth,” *Population Studies*, Vol.30, pp.527-538.

