

【研究ノート】

ARIMA モデルに基づく出生率の将来推計

増 田 幹 人

(東洋大学)

はじめに

現在わが国では少子化が進行しており、2005年から人口減少が始まった。こうした状況の中で、人口や出生率の将来推計に対する関心は高まっている。出生率の将来推計に関する手法は主に二つ存在している。一つは、コーホート要因法でよく知られている人口学的手法であり、ここではコーホート効果は反映されるが期間効果や社会経済要因は基本的に考慮に入れられず、また計量経済学的手法も用いられない。他方は、期間データを使用し社会経済要因を考慮に入れて、計量経済学的手法を用いることでモデルを組み、それを解くことにより将来推計を行うものである。しかしここではコーホート効果は反映されない。

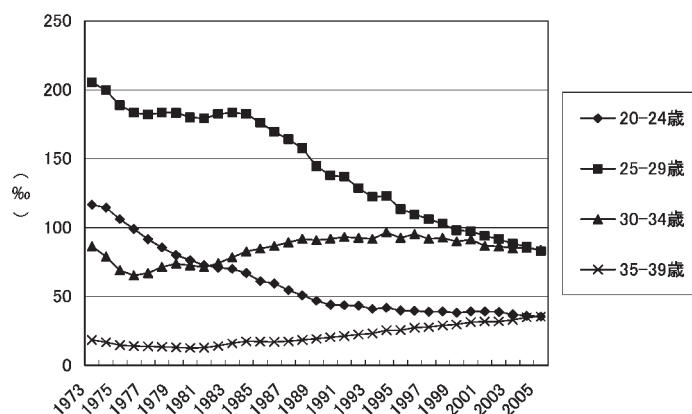
本研究では、わが国における出生率の将来推計を2006年から2030年まで行う。そこでは後者の計量経済学的手法を用いるが社会経済要因はモデルに組み入れず、ARIMA モデルを用いて過去の出生率の動きのみで出生率の将来推計を行う。具体的には、15-49歳までを5歳階級に分け、それぞれの出生率方程式をARIMA モデルで推定した後、それに基づき年齢階級別出生率および期間合計特殊出生率(TFR)の将来推計を行う。ここで重要なのは、上昇傾向の年齢階級別出生率の変化が強まりながら持続し、また低下傾向の年齢階級別出生率の変化が弱まり続けることにより、結果として全体の期間TFRの低下傾向が過去と比べて更に弱まり、期間TFRが上昇に転じるかどうかということである。本研究ではまた、年齢階級別出生率の将来推計値を利用して完結出生力(以下コーホートTFR)の推計値も算出する。

出生率の将来推計を、当該変数のラグと誤差のラグのみによって説明されるARIMAモデルに基づき実施するという試みには新規性があり、これは本研究の特色の一つである。この結果は、社会経済要因を組み入れた場合の予測と比較する点において意味がある。また本研究のもう一つの特色は、通常ARIMAモデルが対象とする予測期間よりも長い期間を対象としていることであるが、これは変数の収束時期を検証する意味において重要である。

1. 出生率の変動

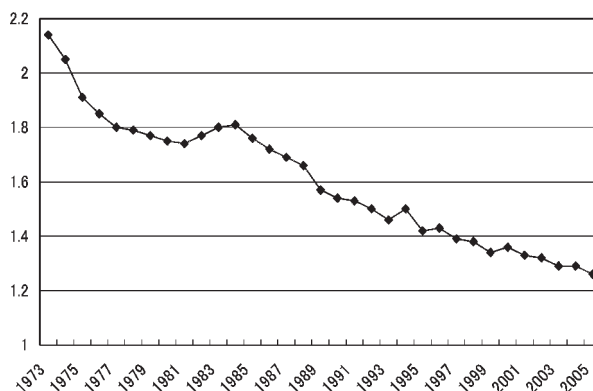
まず、年齢階級別に見た場合、出生率がいかなる動きを示しているかを見てみることにする。図1は、1973年から2005年までにおける20-39歳までの出生率を5歳階級別に示したものである。ここから20-24歳出生率は緩やかな低下傾向、25-29歳出生率は比較的強い低下傾向を示している反面、30-34歳出生率は緩やかな上昇傾向を示し(ただし最近わずかに低下傾向を示す)、35-39歳はある程度の上昇傾向を示していることが分かる。15-19歳、および40-49歳の出生率は、全体に対する比重が極めて小さいために掲載を割愛しているが、15-19歳出生率は特定な動きをしておらず、40-44歳、および45-49歳出生率はU字型を描きながら上昇傾向を示している。また図2は、期間TFRの同期間における動きを示したもので、よく知られているように持続的な低下傾向を示している。

ここで、期間TFRの毎年間の変化率、およびこの構成要素の15-49歳における5歳階級別出生率のうち、20-39歳までの出生率の変化が期間TFRの変化に及ぼす寄与度を示してみる。この寄与度は、単純に5歳階級別出生率の今年度と前年度との差を前年度の5歳階級別出生率の和で除したもので、それら



出所：厚生労働省，各年版，『人口動態統計』。

図1 年齢階級別出生率の推移



出所：厚生労働省，各年版，『人口動態統計』。

図2 期間 TFR の推移

の合計は期間 TFR の変化率に等しくなる。図3-①は期間 TFR の変化率および20-24歳，25-29歳出生率の寄与度を1973年から2005年について示したものである。まず期間 TFR を見ると上下に動きながらも負の変化率は経年的に減少しており，ここから少子化傾向が徐々に弱まっていることが明らかとなる。また同図から20-24歳，25-29歳出生率の寄与度を見ると全体的には終始負の値だが，上下に動きながらも徐々にその値は小さくなってきている。ただし25-29歳についてこの傾向が現れるのは後半になってからである。いずれにせよ全体として見ると，これらの年齢階級別出生率の期間 TFR を低下させる効果が徐々に弱まっていると見ることができよう。

また図3-②は30-34歳，35-39歳出生率の寄与度を示したもので，35-39歳については上下に動きながらも正の方向へと進んでいる。具体的には，最初の頃は負の値が目立っていたが，その後正の値が目立ち始め，徐々にその値は大きくなっている。このことから，35-39歳出生率の期間 TFR を上昇させる効果は徐々に強まっていると見る事ができよう。ただし30-34歳出生率については明確な傾向を示すには至っていない。なおここでも15-19歳，および40-49歳の出生率については掲載を割愛しているが，15-19歳は特定な動きをしておらず，40-44歳および45-49歳は上下に動きながらも期間 TFR を上昇させる効果が徐々に強まっている。

このように期間 TFR は低下傾向を示しているが，その傾向は弱まりを見せている。そしてこれらの分

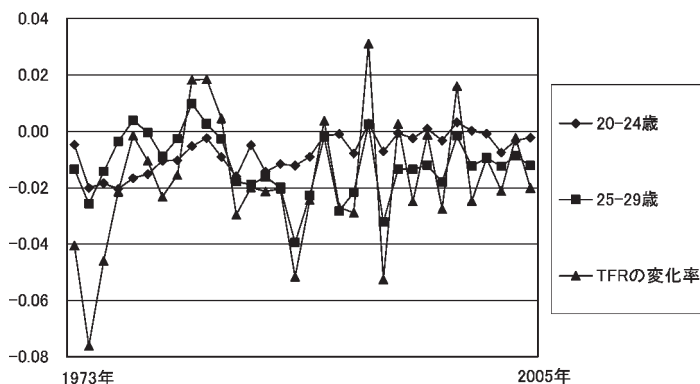


図3-① 期間 TFR, 20-24歳, 25-29歳

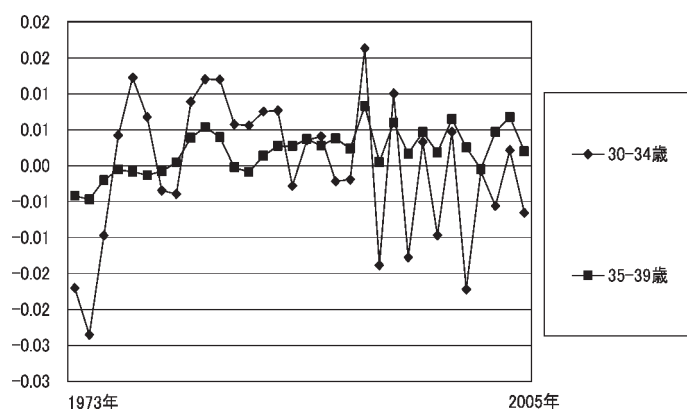


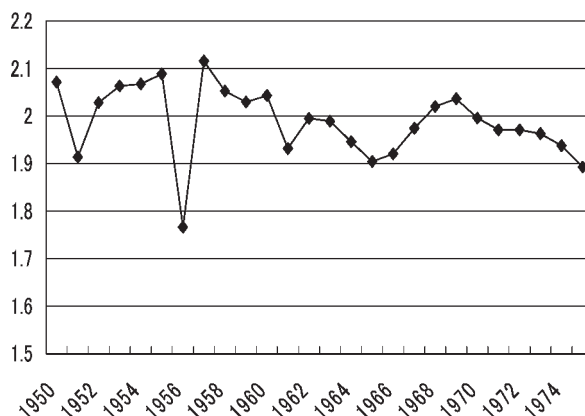
図3-② 30-34歳, 35-39歳

図3 期間 TFR の変化率および各年齢階級別出生率の寄与度 (1973～2005年)

析結果が示すように、この原因は上昇傾向の年齢階級別出生率の変化が強まりながら持続する一方、低下傾向の年齢階級別出生率の変化が弱まり続けていることにある。もしもこの傾向が持続すれば、将来において期間 TFR の低下傾向は更に弱まり、期間 TFR は上昇傾向へ反転することもあり得る。本研究における将来推計はこの可能性を探る意味においても重要である。

次に、コーホート TFR の変化を示してみる。図 4 はコーホート TFR の推移を示したもので、期間 TFR の場合と同じく低下しているものの、その程度は緩やかであることが分かる。なおこの図の横軸の年はコーホートが15-19歳の年を表したもので、1950年から1975年まで、すなわち実績値として計測可能なコーホートについて示してある。

なお、本研究で使用している出生率のデータは厚生労働省『人口動態統計』から用いている。また、使用される出生率データは1973年から2005年までだが、これは1973年以降期間 TFR が置換水準を下回る形で低下を続けており、これが今日の少子化の趨勢を形作っているからである。この年以前の趨勢を将来推計モデルに組み入れてしまうと今日の趨勢でないものが予測ベースに反映されてしまい、現実味のない予測結果が導出される可能性がある。実際、構造変化の検定を行った結果(分析結果は割愛)1973年前後で構造変化が起きていることが明らかになっている。



資料：厚生労働省，各年版，『人口動態統計』。

図4 コーホート TFR の推移

2. ARIMA モデルに基づく推定

2.1 ARIMA モデルの特性

本研究では15歳から49歳までを5歳階級に分け，それぞれの年齢階級別出生率を ARIMA モデルに基づき推定し，そこから将来推計を行う。冒頭で示したように，出生率の将来推計を実施する際の手法は主に人口学的手法によるものと，期間データを使用し計量経済学的手法を用いるものの二つに分けることができる。人口学的手法の利点はコーホート効果を考慮に入れることができるという点であり，晩婚化や晩産化の詳細な動きを予測に組み入れることができる。

他方，計量経済学的手法の利点の一つは，将来予測にとって重要な要素である社会経済要因をモデルに組み入れることができるということである。この場合，社会経済要因を取り入れた連立方程式モデルを組み，それに基づいて推定や推計を行うという方法をとる(加藤 2000, 2002a, 2004, 2005a, 2005b, 増田 2006a, 2006b, 2007a, 2007b, 2007c)。ここでは，政策変数を外生変数と設定すれば政策効果を数量的に示すこともできる。計量経済学的手法のもう一つの利点は，煩雑なコーホートデータではなく比較的扱うのが容易な期間データに基づき，期間効果を考慮に入れた予測を実施できるということで，これはコーホート分析に代わる結果を導出できるという点で重要である。

しかし，計量経済学的手法は社会経済要因を考慮に入れるが故に，それをモデルに組み入れ，また外生変数としてコントロールする際に恣意性が入り込むという問題点がある(山澤 2004)。将来の外生変数に関して十分な情報を得ていれば別だが，そうでなければこうした問題を避けることはできない(和合・伴 1994)。この問題を解決するための手法として挙げられるのが，Box and Jenkins (1976)によって提唱された ARIMA モデルである。本研究ではこの ARIMA モデルを採用するが，これは計量経済学的手法を用いながらも社会経済要因を一切モデルに組み入れず，当該変数のラグと誤差のラグのみによってその変数を説明しようとするものである。こうして見ると ARIMA モデルには，人口学的手法にも社会経済要因を考慮に入れた計量経済学的手法にも無い利点を有していると考えられることができる。すなわち，上述の恣意性の問題を除去できるとともに，期間データに基づく予測という，計量経済学的手法の利点を活かした推計結果を導出することも可能となるのである。

冒頭で示したように，本研究の特色は出生率の将来推計を，比較的長い期間を対象として ARIMA モデルに基づき行うことである。しかし ARIMA モデルは，短期経済予測を実施する際によく用いられる(松浦・マッケンジー 2001, 山澤 2004)。これは，期間が長期だと社会経済環境等が変化する可能性が

あり、そのために他の変数も方程式に組み入れる必要性が出てくるためである。したがって本研究の将来推計は、社会経済環境が変化しないという仮定に基づいた推計ということになる。なおここにおける社会経済環境とは、少子化対策を始めとする制度・政策要因も含まれる。

2.2 出生率方程式の推定

それでは、年齢階級別出生率の方程式を ARIMA モデルに基づき推定する。ARIMA モデルは、当該変数のラグと誤差のラグのみによってその変数を説明するものなので、方程式を作成する際はラグの次数を決定する必要がある。この決定基準は分析者によって若干異なるが、本研究では偏自己相関係数、赤池情報量基準（以下 AIC）、最長のラグ変数の t 値、リュング・ボックス検定を基準とした（松浦・マッケンジー 2001, 山澤 2004）。決定の手順は下記の通りである。

まず、コレグラムにおける偏自己相関係数から相関が無くなる前の最長のラグ次数を調べ、そこから順に AR モデルの次数を減らしていき、それに応じて AR モデルの最小の AIC を調べる。次に妥当な AIC が示される点まで MA の次数を順に増やしていき、それに応じて最小の AIC を調べる。それによって決定した次数のモデルにおいて最長のラグ変数の t 値が有意でない場合は、AR, MA の次数を前後して有意な次数を探す。そして最終的にリュング・ボックス検定によって方程式の誤差の定常性を検定し、もし定常であるならその次数を採用している。

また、AR モデルと MA モデルとを置き換えるためにはデータが定常でなければならず、もし定常でないなら階差をとり方程式を推定しなければならない。表 1 は、定数項とトレンド付きの単位根検定結果を示すもので、15-19歳、25-29歳、35-39歳の出生率は定常、それ以外は 1 階の階差定常であった。ただし、35-39歳出生率は原型列データで推定したモデルに基づき予測を行うと、将来予測期間の変化が強くなり将来値がかなり高い値になってしまった。したがってこのことを避けるため、この年齢階級だけは定常であるにも関わらず階差をとって推定を行い、15-19歳、25-29歳については原型列のまま推定を行っている。また、20-24歳、25-29歳の方程式は低下傾向を示しているために持続的に進むと将来の値がマイナスになってしまうので、これを避けるために対数をとって推定を行っている。なお、わが国における出生率の定常性等データの性質を検証した分析としては加藤（1997）がある。

表 1 単位根検定結果 (t 値)

	15-19歳	20-24歳(対数)	25-29歳(対数)	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳
階差なし	-3.462	-0.426	-4.183	-1.424	-5.331	-2.159	-1.444
1 階	-1.950	-5.345	-4.545	-4.200	-4.023	-4.470	-5.232
2 階	-6.099	-10.219	-7.326	-10.102	-4.167	-4.903	-4.871

注：推定式は定数項とトレンド両方を含むものを使用。

方程式の推定方法は系列相関にも対処可能な非線形最小二乗法を用いる。推定の手順は次の通りである。例えば、

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \mu_t$$

$$\mu_t = \rho \mu_{t-1} + \varepsilon_t$$

という最も簡単な AR (1)モデルを一つの式にまとめると

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \alpha(1 - \rho) + \beta(X_t - \rho X_{t-1}) + \varepsilon_t$$

を得る。そして Marquart の非線形最小二乗アルゴリズム（Gauss-Newton アルゴリズムを修正したもので、安定的にかつ少ない回数の繰り返しで解を求めることができる手法）を利用して、残差が最小になるように α , β , ρ を推定するのである。このような手順で行われる非線形最小二乗推定は漸近的に最大尤度の推定に等しくなるとされる。

方程式の推定結果は以下の通りである。

$$\begin{aligned} \text{birth1519} = & 0.194 + 2.399 \times \text{birth1519}(-1) - 2.208 \times \text{birth1519}(-2) \\ & (1.222) \quad (16.965) \quad (-8.617) \\ & + 0.766 \times \text{birth1519}(-3) - 1.201 \times \text{MA}(1) + 0.948 \times \text{MA}(2) \\ & (5.153) \quad (-41.202) \quad (22.094) \end{aligned}$$

推定期間：1976-2005, 修正 R^2 : 0.948, D.W.: 1.79

$$\begin{aligned} D(\log(\text{birth2024})) = & -0.014 + 0.977 \times D(\log(\text{birth2024}(-1))) \\ & (-2.009) \quad (5.642) \\ & - 0.421 \times D(\log(\text{birth2024}(-2))) - 0.994 \times \text{MA}(1) + 0.969 \times \text{MA}(2) \\ & (-2.463) \quad (-37.516) \quad (27.149) \end{aligned}$$

推定期間：1976-2005, 修正 R^2 : 0.35, D.W.: 1.863

$$\begin{aligned} \log(\text{birth2529}) = & -0.001 + 1.497 \times \log(\text{birth2529}(-1)) - 0.5 \\ & (-0.014) \quad (7.078) \quad (-2.264) \\ & \times \log(\text{birth2529}(-2)) - 0.569 \times \text{MA}(1) + 0.398 \times \text{MA}(2) + 0.536 \times \text{MA}(3) \\ & \quad (-2.722) \quad (1.782) \quad (2.384) \end{aligned}$$

推定期間：1975-2005, 修正 R^2 : 0.995, D.W.: 1.975

$$\begin{aligned} D(\text{birth3034}) = & 0.131 + 0.205 \times D(\text{birth3034}(-1)) - 0.28 \\ & (0.185) \quad (0.915) \quad (-1.139) \\ & \times D(\text{birth3034}(-2)) - 0.051 \times D(\text{birth3034}(-3)) + 0.536 \\ & \quad (-0.238) \quad (2.547) \\ & \times D(\text{birth3034}(-4)) - 0.186 \times D(\text{birth3034}(-5)) + 0.362 \\ & \quad (-1.043) \quad (2.209) \\ & \times D(\text{birth3034}(-6)) - 0.378 \times \text{MA}(1) + 0.985 \times \text{MA}(2) \\ & \quad (-5.613) \quad (13.0) \end{aligned}$$

推定期間：1980-2005, 修正 R^2 : 0.389, D.W.: 1.905

$$\begin{aligned} D(\text{birth3539}) = & 0.252 + 0.732 \times D(\text{birth3539}(-1)) - 0.97 \times \text{MA}(-1) \\ & (6.018) \quad (13.776) \quad (-31.682) \end{aligned}$$

推定期間：1975-2005, 修正 R^2 : 0.562, D.W.: 1.943

$$\begin{aligned} D(\text{birth4044}) = & 0.021 + 0.91 \times D(\text{birth4044}(-1)) - 0.965 \times \text{MA}(1) \\ & (5.083) \quad (22.539) \quad (-22.849) \end{aligned}$$

推定期間：1975-2005, 修正 R^2 : 0.587, D.W.: 1.586

$$\begin{aligned} D(\text{birth4549}) = & 0.005 - 0.217 \times D(\text{birth4549}(-1)) + 0.089 \\ & (1.576) \quad (-0.946) \quad (0.345) \\ & \times D(\text{birth4549}(-2)) + 0.053 \times D(\text{birth4549}(-3)) + 0.121 \\ & \quad (0.207) \quad (0.473) \\ & \times D(\text{birth4549}(-4)) + 0.021 \times D(\text{birth4549}(-5)) + 0.472 \\ & \quad (0.1) \quad (2.339) \\ & \times D(\text{birth4549}(-6)) + 0.913 \times \text{MA}(1) \\ & \quad (7.426) \end{aligned}$$

推定期間：1980-2005, 修正 R^2 : 0.3, D.W.: 1.945

D は階差, log は自然対数, MA は移動平均過程, birthxy は x 歳から y 歳の年齢階級別出生率, カッコ

内の数字はラグ次数, 方程式の下に行におけるカッコ内の値は t 値, 修正 R^2 は自由度修正済み決定係数, D.W. はダービン・ワトソン比を示している。

これを見ると明らかなように, 最長ラグ変数の t 値はすべて有意となっている。また表 2 は, 方程式の残差について, 次数ごとにリュング・ボックス検定を行った結果の Q 値を示したものである。これを見ると明らかなように, ほとんどの次数について誤差に系列相関がないという帰無仮説は棄却されていない。なお, 次数ごとの偏自己相関係数, AIC は煩雑になるため掲載を割愛している。また, 最終的な決定要素は最長ラグ変数の t 値であるため, 必ずしも AIC が最小のモデルを決定していない方程式もある。

表 2 方程式残差に関するリュング・ボックス検定結果 (Q 値)

ラグ次数	15-19歳	20-24歳	25-29歳	30-34歳	35-39歳	40-44歳	45-49歳
1	0.111	0.042	0.002	0.052	0.012	1.270	0.109
2	2.440	0.225	0.209	0.248	0.116	1.989	0.282
3	2.666	0.687	0.215	1.409	6.567	7.614	0.349
4	4.076	1.498	0.215	1.418	6.635	8.119	0.358
5	4.133	1.528	3.287	1.564	7.523	8.144	0.700
6	4.169	1.568	3.873	1.566	10.156	12.661	1.278
7	4.787	3.155	3.957	2.188	10.447	12.854	3.023
8	5.247	7.508	4.024	2.484	10.954	12.991	3.930
9	5.248	7.835	4.354	2.859	12.172	16.017	5.348
10	6.413	7.931	4.371	2.972	12.742	16.052	5.790
11	7.412	9.685	6.833	2.973	12.777	17.215	5.936
12	10.066	13.994	6.885	3.793	12.924	17.217	6.660

将来推計の際には, これらの各年齢階級別出生率方程式を推定し, それを解くことにより求めており, TFR はそれらを足し合わせることで算出している。なお, 階差をとって推定しているために, 仮に先決内生変数を一定, すなわち出生率が全く変化しないと設定しても, 将来推計期間において構造上定数項の分だけ毎年持続的に増減するという問題が生じる。すなわち, 将来シミュレーションの計算は, 階差の予測値 $\Delta X_{t-(t-1)}$ を原型列の予測値 X_{t-1} に足し合わせていくことにより求めるが, この場合出生率が全く変化しないと仮定しても定数項の分だけ毎年増減してしまうことになる。予測値の変動が出生率のラグのみによって影響を受けるという前提条件が本モデルで設定されている以上, 出生率のラグを一定としても予測値が持続的に増減することは問題である。したがって本研究ではこのことを避けるため, 便宜的に定数項の一定分を差し引いた形でシミュレーション結果を提示している。

3. ARIMA モデルに基づく将来推計

出生率や人口等の将来推計は, 国立社会保障・人口問題研究所の推計を見ても分かるように通常50年という期間を設定するものである。しかし, 本研究における推定期間はおおよそ20-30年であるため, これに即して将来推計期間は2006年から2030年までとする。図 5 は, 前述の方程式を解くことによって算出された, 当該期間における20-39歳の年齢階級別出生率の将来推計値である。ここから, 20-24歳出生率は緩やかな低下傾向, 25-29歳出生率は強い低下傾向を示しており, 30-34歳出生率は緩やかな上昇傾向, 35-39歳出生率は比較的強い上昇傾向を示していることが分かる。なお, 図 1 の場合と同様に, 15-19歳, 40-44歳, 45-49歳出生率の動きは割愛しているが, 15-19歳は特定の動きをしておらず, 40-44歳と45-49歳は上昇傾向を示している。

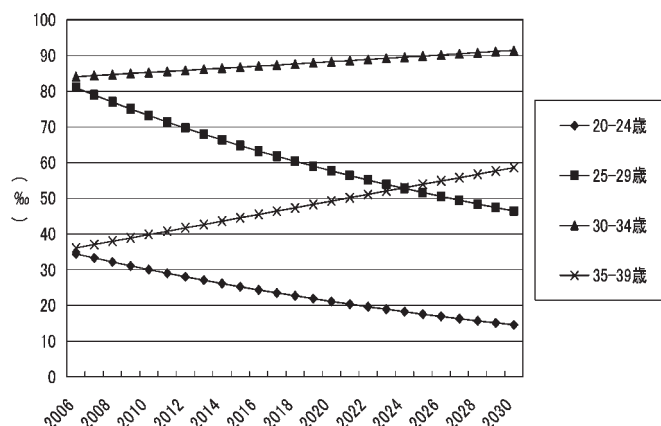


図5 年齢階級別出生率の将来推計

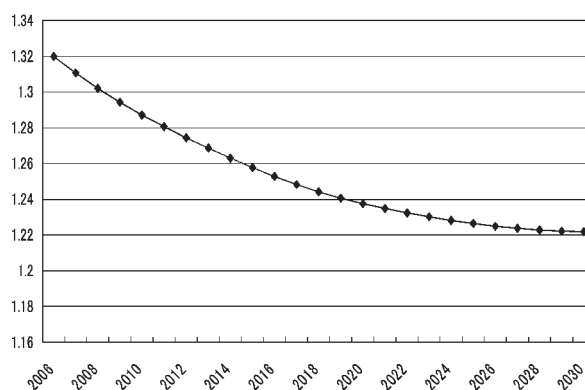


図6 期間 TFR の将来推計

それでは次に、以上の年齢階級別出生率結果を足し合わせ、期間 TFR の将来推計値を示してみる。図 6 は当該期間における期間 TFR の動きを示したものである。これを見ると明らかなように上昇への反転こそ見られなかったが、低下傾向が弱まっていることが確認でき、2030年の TFR は1.222になることが示されている。また図 7 は図 3 と同じ要領で、将来推計期間においても期間 TFR の変化率、および期間 TFR の変化に対する各年齢階級別出生率の変化の寄与度を示したものである。まず図7-①から、期間 TFR の負の変化率の減少傾向は過去と比べて更に弱まっていることが明らかとなる。先に示したようにこの現象は、上昇傾向の年齢階級別出生率の変化が強まりながら持続し、また低下傾向の年齢階級別出生率の変化が弱まり続けることにより生じる。次に同図の寄与度からこのことを確認してみると、20-24 歳および25-29歳出生率の寄与度の負の値は経年的に小さくなっており、期間 TFR を低下させる効果が過去と比べて更に弱まっていることが分かる。一方、図7-②から30-34歳、35-39歳の出生率を見ると、寄与度の正の値は経年的に増加している。過去においては35-39歳出生率についてのみ期間 TFR を上昇させる効果が強まっていたが、将来期間では両方の年齢階級についてこれが見られ、35-39歳出生率の効果は過去と比べて更に強まっている。なお15-19歳および40-49歳の年齢階級別出生率については掲載を割愛しているが、15-19歳は明確な傾向を示しておらず、40-44歳および45-49歳は上下に動きながらも期間 TFR を上昇させる効果が過去と比べて更に強まっている。これらの結果、期間 TFR の低下傾向は過去と比べて更に弱まったのである。

ところで、計量経済学的手法に基づく予測分析にとって、将来値が長期的に収束しているかどうかを

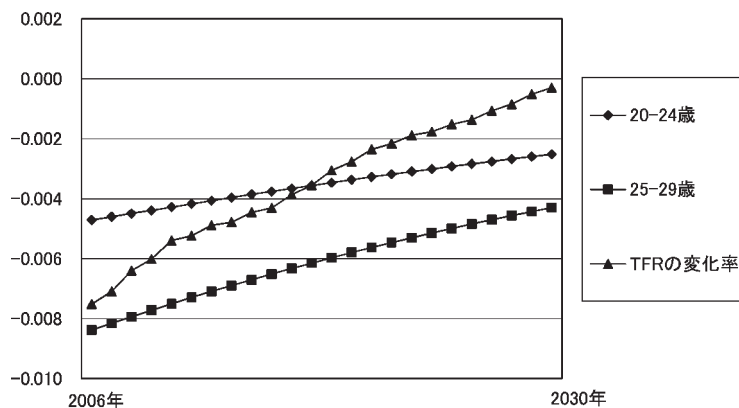


図7-① 期間 TFR, 20-24歳, 25-29歳

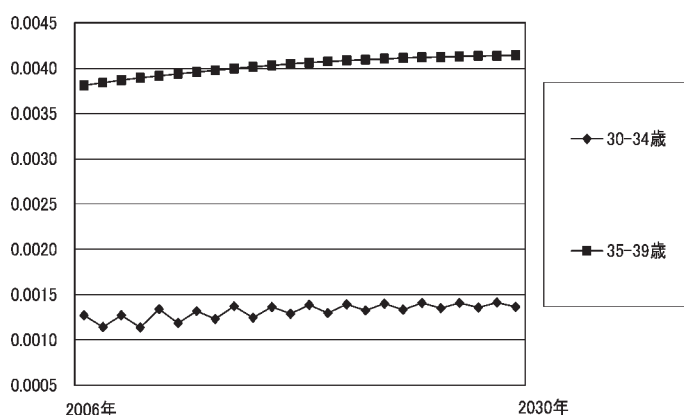


図7-② 30-34歳, 35-39歳

図7 期間 TFR の変化率および各年齢階級別出生率の寄与度 (2006~2030年)

示すことも重要である。そこで、対象となったすべての年齢階級別出生率の階差の予測値の動きを見てみる。この場合、すべての年齢階級別出生率を同じ座標で明瞭に示した方が理解しやすいので標準化した値（平均値との差を標準偏差で除したもの）を用いた。図8はこれを示したもので、2030年頃にはどの年齢階級別出生率もだいたい収束していることが明らかとなっている。なおこのことは、これらのデータが定常であることを示している。

次に、推計された年齢階級別出生率の将来値を利用してコーホート TFR の将来値を計算してみる。これを示したのが図9（横軸の表示の意味は図4と同じ）で、ある出生コーホートが15-19歳であった年について1976年から2000年までを対象とし、それぞれのコーホートの5歳階級別出生率を15歳から49歳まで足し合わせることで算出している。したがってこの計算では、年齢階級別出生率の過去の値と将来の値の両方が使用されることになる。これを見ると明らかなように、低下傾向は緩められており期間 TFR の将来の傾向と合致している。ただしこの傾向が緩められる過程における低下の程度を比べてみると、期間 TFR よりもコーホート TFR の落ち込みの方が激しい。これは、20-24歳出生率の過去の低下傾向が最も強い時期と30-34歳出生率の過去の低下時期が重なったためである。図1から明らかなように、過去の期間に30-34歳出生率は全体としては上昇傾向だが、上昇の後低下に転じるという逆U字型を描いており、コーホート TFR の将来値が激しく落ち込む時期はまさに逆U字の下降局面に位置してい

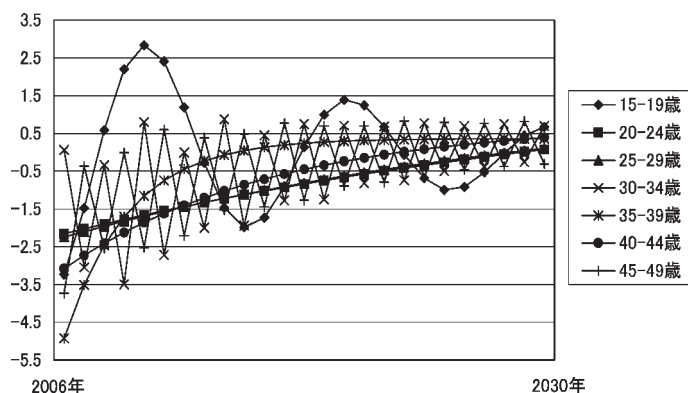


図8 将来における階差の収束状況

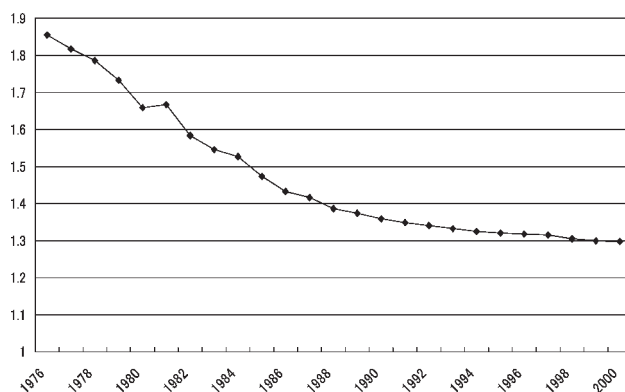


図9 コーホート TFR の将来推計

る。しかし図5から明らかなように、その後の将来期間では30-34歳出生率は上昇に転じ、一方20-24歳出生率の低下傾向は弱まるので、それに応じてコーホート TFR の低下傾向も弱まることになる。一方、期間 TFR の将来値は年齢階級別出生率の将来値のみを用いて計算しているので、コーホート TFR のような激しい低下を経験しないのである。

なお、本研究では年齢階級別に分けて出生率方程式を推定しているが、期間 TFR そのものを ARIMA モデルで推定する手法も考えられる。しかしこれは年齢階級別出生率の動きを無視したものであり、推計結果は粗いものとなる。実際、期間 TFR そのものを ARIMA モデルで推定し、それに基づく将来推計を行ってみると2030年の期間 TFR は0.837となり、年齢階級別に推定した場合と較べて過小推計される結果となる。

おわりに

本研究は、ARIMA モデルに基づき15-49歳における5歳階級別出生率を推定し、そこからこれらの出生率、および期間 TFR の将来推計を2006年から2030年まで実施した。この結果、期間 TFR は低下傾向が過去と比べて更に弱まることが明らかとなった。そしてこの現象は、上昇傾向の年齢階級別出生率の変化が強まりながら持続し、また低下傾向の年齢階級別出生率の変化が弱まり続けることにより生じることが明らかとなった。また、階差の予測値の変動が2030年頃にはだいたい収束していることも明らかとなった。

計量経済学的手法を用いた ARIMA モデルは、社会経済要因を一切モデルに組み入れず、当該変数のラグと誤差のラグのみによってその変数を説明しようとするものである。したがって ARIMA モデルは、社会経済要因をモデルに組み入れ、それを外生変数としてコントロールする際に生じる恣意性の問題を排除できるという利点を持つとともに、期間データに基づき期間効果を考慮に入れた予測という、計量経済学的手法の利点を活かした推計結果を導出することも可能となる。すなわち ARIMA モデルには、人口学的手法にも社会経済要因を考慮に入れた計量経済学的手法にも無い利点を有していると考えることができる。

しかし、社会経済環境が将来大きく変化した場合には、社会経済要因がモデルに組み入れられていないが故に、本研究における予測結果の信頼性は弱まってしまう。したがって、本研究で提示される将来推計結果が、あくまで社会経済環境が将来変化しないという仮定に基づいて算出されたものであることには注意を要する。

参考文献

- Box, G.E.P. and G.M. Jenkins, 1976, *Time Series Analysis, Forecasting and Control, revised edition*, Holden Day, San Francisco.
- 加藤久和, 1997, 「戦後日本の出生率変動：時系列分析によるアプローチ」, 『人口学研究』第20号, 23-35ページ。
- , 2000, 「出生、結婚および労働市場の計量分析」, 『人口問題研究』第56巻第1号, 38-60ページ。
- , 2002a, 「結婚・出生の将来予測：経済社会モデルによるアプローチ」, 『人口問題研究』第58巻第4号, 22-46ページ。
- , 2004, 「少子化対策の効果に関するシミュレーション分析」, 『少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究』, 厚生科学研究政策科学推進研究事業報告書, 59-72ページ。
- , 2005a, 「出生・結婚の同時方程式モデルとモンテカルロ・シミュレーション」, 『少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究』, 厚生科学研究政策科学推進研究事業報告書, 125-138ページ。
- , 2005b, 「確率的手法に基づく出生率の将来推計」, 『経経論叢』, 第74巻第1・2号, 265-302ページ。
- 増田幹人, 2006a, 「女性の就業形態の変化を考慮した出生率モデルのシミュレーション分析」, 『少子化関連施策の効果と出生率の見通しに関する研究』, 平成17年度厚生労働科学研究政策科学推進研究事業報告書, pp.27-36。
- , 2006b, 「第2子以上を考慮に入れた出生のモデルシミュレーション」, 『人口学研究』第38号, pp.57-72。
- , 2007a, 「女性の就業形態を軸としたモデルに基づく少子化対策効果の分析」, 『少子化関連施策の効果と出生率の見通しに関する研究』, 平成18年度厚生労働科学研究政策科学推進研究事業報告書, 41-50ページ。
- , 2007b, 「就業人口および出生率に対する政策効果の分析」, 『経済学論纂』第47巻3・4号, pp.431-450。
- , 2007c, 「出生順位を考慮に入れた少子化対策効果に関するシミュレーション分析」, 『経済政策ジャーナル』第4巻第2号, pp.15-18。
- 松浦克己・コリン・マッケンジー, 2001, 『EViewsによる計量経済分析』, 東洋経済新報社。
- 山澤成康, 2004, 『実戦 計量経済学入門』, 日本評論社。
- 和合肇・伴金美, 1994, 『TSPによる経済データの分析〔第2版〕』, 東京大学出版会。

キーワード：ARIMA モデル, 出生率, 将来推計