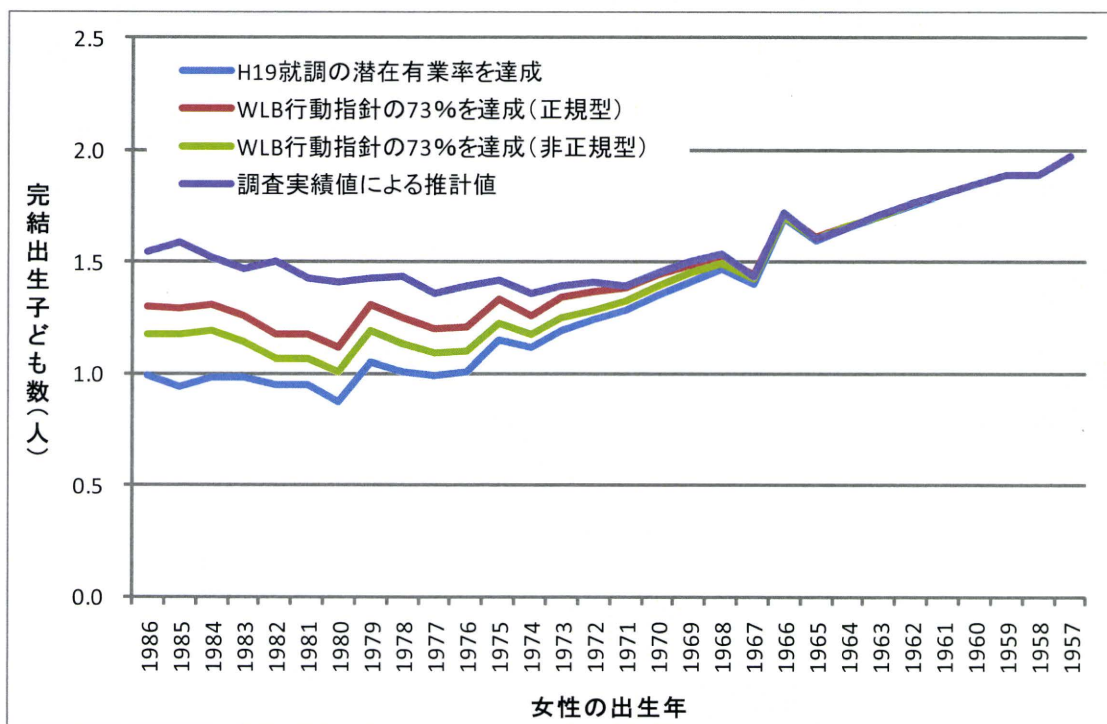


図 14 就業率の変化によるコーホート平均完結出生子ども数の変化



4. 今後の課題

本稿では、de Beer (1991) が示した PAF 法による出生率推計モデルを日本の調査データに適用して推計を行うとともに、それを応用して、出生意欲の変化を通じた社会経済要因の推計への組み込みの可能性について検討した。

本研究で行った PAF 法による出生率推計では、使用したデータの処理においていくつか課題が見出された。ひとつは、現存子ども数が分からない独身者の追加予定子ども数をどのように推計するかという問題である。本稿では独身者の現存子ども数は一律にゼロとし、希望子ども数を追加予定子ども数とみなして計算を行った。しかし「希望子ども数」は必ずしも実際に持とうと考えている子ども数を答えているとは限らず、あくまで理想的な数を記入した回答者も混じっていると考えられる。また、配偶者がいない独身者にとっては、持ちたい子ども数を聞かれても現実的ではなく、二人っ子規範のように一般的に支持される考え方に影響されて回答することも多いとみられる。これはとくに未婚者についてあてはまる。さらに、独身者のうち離死別経験者は、実際には子どもがいる場合も少なくないとみられ、希望子ども数にはすでに持っている子どもを考慮した数を回答している可能性が高い。そうした場合は、希望子ども数を追加予定子ども数とみなすことは過大推定となる。とくに離死別女性が増えてくる高年齢においては、今回の方法では独身者の追加予定子ども数を過大に見積もってしまうことになる。独身者にもこれまで生んだ子ども数をた

ずねた調査データを入手できれば、この問題は解決する。それができなければ、本稿で用いたような希望子ども数を追加予定子ども数とする方法を用いるか、さらに厳密に調整するならば何らかの仮定を置いて独身者の希望子ども数を調整する方法を検討する必要がある。

ふたつめとして、出生意欲に関する調査データのうち、不詳をどのように処理するかということを検討する必要がある。本稿では追加予定子ども数の不詳は除外して推計を行ったが、表5の通り、妻の追加予定子ども数の回答では、第10回・12回・13回で6%程度、第11回では13%の不詳が出ている。独身者の希望子ども数の不詳割合では、第10回では3.5%と低いが、その後上昇し、第11回では5.2%、第12回では12.2%、第13回で9.1%となっている。両者を合わせると、第10回では女性総数の5.7%、第11回で10.7%、第12回で8.7%、第13回で7.3%が不詳である。この出生意欲データの不詳の処理をどのように行うのかによって推計値が変わってくる可能性がある。子ども数に関する意識への回答が不詳の女性は、出生意欲が低い場合が多いとも言われ (van de Giessen 1992)、もしそうだとすると、不詳を除いた追加予定子ども数を用いた推計では結果が高めに出ていることになる。ただ、パネルデータを用いて不詳の全体平均値への効果を検討した守泉 (2010) によれば、各回調査の希望子ども数設問の不詳割合が10%未満であればほとんど補正する必要はなく、一方で不詳が10%を超える場合は、回答者のみの集計値を2%割り引く必要があると指摘している。これに従えば、第11回の夫婦票データと第12回の独身者票データで不詳が10%を超えており、調整を要するケースに該当するだろう。

表5 追加予定子ども数・希望子ども数の不詳の割合 (%)

調査回	夫婦票	独身者票	総数
	追加予定子ども数	希望子ども数	
第10回	6.4	3.5	5.7
第11回	13.0	5.2	10.7
第12回	6.7	12.2	8.7
第13回	6.2	9.1	7.3

一方、社会経済要因を取り入れた応用研究で分かったことは、年齢別の平均追加予定子ども数は、社会経済要因によってかなりの程度変動を説明できるということである。このことから、追加予定子ども数を推定するモデルについて考察を深め、洗練することで、より精度の高い出生率推計のためのモデルを得ることができよう。本研究では短大卒以上者割合、独身者割合、正規就業者割合、非正規就業者割合、DID居住者割合という5変数による決定式を推定したが、さらに変数を工夫するか、より多い調査項目を持つデータを用いることでモデルを洗練できる。

また、昨年度と今年度の研究では、社会経済要因の変化について簡単な仮定を置いて推計を行った。社会経済要因はそれぞれ独立ではなく、ある程度相互に関連して動いている。

その点についてさらに考察を深めて説得力のあるシナリオを提示するとともに、政策効果の推定という面でも研究を深める価値があるだろう。

<参考文献>

- Cooper J. and C. Shaw (1993) “Fertility Assumptions for the 1991-based National Population Projections”, Population Trends, 71.
- de Beer, Joop (1991) “From Birth Expectations to Birth Forecasts: A Partial-Adjustment Approach”, Mathematical Population Studies, 3(2), pp.127-144.
- Lee, R. D. (1980) “Aiming at a Moving Target: Period Fertility and Changing Reproductive Goals”, Population Studies, 34:2, pp.205-226.
- Morgan, S. Philip (1985) “Individual and Couple Intentions for More Children: A Research Note”, Demography, Vol.22, No.1, pp.125-132.
- Van de Giessen, Hans (1992), “Using Birth Expectations Information in National Population Forecasts”, Keilman, Nico and Harri Crujisen(ed.), National Population Forecasting in Industrialized Countries, Swets & Zeitlinger, Amsterdam .
- van Hoorn, Willem and Nico Keilman (1997) “Birth Expectations and Their Use in Fertility Forecasting”, EUROSTAT Working Papers(E4/1997-4).
- Werner, B (1986) “Family Building Intentions of Different Generations of Women: Results from the General Household Survey 1979-83”, Population Trends, 44, pp.26-34.
- 守泉理恵 (2009) 「出生意欲データを用いた出生率推計に関する基礎研究」金子隆一編『人口動態変動および構造変化の見通しとその推計手法に関する総合的研究』平成 20 年度報告書。
- 守泉理恵 (2010) 「出生意欲データを用いた出生率推計に関する基礎研究 (その 2)」金子隆一編『人口動態変動および構造変化の見通しとその推計手法に関する総合的研究』平成 21 年度報告書。
- 守泉理恵 (2010) 「成年者縦断調査における希望子ども数の無回答に関する分析」金子隆一編『パネル調査 (縦断調査) に関する統合的高度統計分析システムの開発研究』平成 21 年度報告書。

付表 シナリオ別の完結出生子ども数の推計値

出生年	予定 子ども数 (第13回調査 回答値)	S1		S2		S3		調査実績値	
		PAF法による 推計値	調整係数2	PAF法による 推計値	調整係数2	PAF法による 推計値	調整係数2	PAF法による 推計値	調整係数2
		(1)	(2)	(2)/(1)	(3)	(3)/(1)	(4)	(4)/(1)	(5)
1986	2.099	0.989	0.471	1.301	0.620	1.180	0.562	1.547	0.737
1985	2.192	0.941	0.429	1.297	0.592	1.176	0.537	1.587	0.724
1984	2.128	0.980	0.460	1.314	0.617	1.191	0.559	1.519	0.714
1983	2.122	0.984	0.464	1.259	0.593	1.141	0.538	1.468	0.692
1982	2.150	0.947	0.440	1.178	0.548	1.070	0.498	1.507	0.701
1981	2.091	0.945	0.452	1.174	0.562	1.067	0.510	1.424	0.681
1980	2.097	0.869	0.414	1.113	0.531	1.007	0.480	1.411	0.673
1979	2.029	1.051	0.518	1.311	0.646	1.193	0.588	1.427	0.703
1978	2.079	1.011	0.486	1.250	0.601	1.133	0.545	1.435	0.690
1977	1.979	0.990	0.501	1.200	0.606	1.094	0.553	1.364	0.689
1976	2.027	1.010	0.498	1.207	0.595	1.100	0.543	1.391	0.686
1975	2.033	1.152	0.566	1.336	0.657	1.226	0.603	1.417	0.697
1974	1.977	1.115	0.564	1.262	0.638	1.172	0.593	1.359	0.688
1973	1.995	1.194	0.599	1.343	0.673	1.250	0.627	1.397	0.700
1972	1.989	1.241	0.624	1.367	0.687	1.288	0.648	1.414	0.711
1971	1.989	1.288	0.648	1.383	0.695	1.326	0.667	1.395	0.702
1970	2.021	1.348	0.667	1.443	0.714	1.392	0.689	1.456	0.720
1969	1.992	1.414	0.710	1.491	0.749	1.449	0.728	1.505	0.756
1968	1.941	1.470	0.757	1.516	0.781	1.495	0.770	1.533	0.790
1967	1.909	1.405	0.736	1.441	0.755	1.425	0.747	1.438	0.754
1966	1.953	1.693	0.867	1.715	0.878	1.705	0.873	1.723	0.882
1965	1.907	1.595	0.837	1.611	0.845	1.605	0.842	1.606	0.842
1964	1.852	1.655	0.893	1.663	0.898	1.660	0.896	1.659	0.895
1963	1.913	1.705	0.891	1.709	0.893	1.708	0.893	1.709	0.894
1962	1.994	1.759	0.882	1.761	0.883	1.761	0.883	1.761	0.883
1961	1.849	1.807	0.978	1.808	0.978	1.808	0.978	1.808	0.978
1960	2.059	1.845	0.896	1.846	0.897	1.846	0.897	1.846	0.897
1959	1.997	1.889	0.946	1.889	0.946	1.889	0.946	1.889	0.946
1958	2.030	1.893	0.932	1.893	0.932	1.893	0.932	1.893	0.932
1957	2.080	1.971	0.948	1.971	0.948	1.971	0.948	1.971	0.948

6 年途中までの月別統計を用いた年間合計特殊出生率推計の検討

石川 晃
別府 志海

1. はじめに

将来人口推計における将来の各種仮定値は、過去における実績値の動向を将来に反映・投影することにより設定する。過去におけるそれらの変動特性や法則性等を導き出すためには長期間におけるデータの蓄積が必要である。それは今後50年後といった長期にわたる仮定の設定をするためには、必要不可欠なものである。しかし、実際の変動は長期間の観察によりある傾向がみられたとしても、各年の数値の時系列推移は必ずしも平滑ではなく、全体的な傾向から上下に乖離が生じる場合も少なくない。そのため、時系列分析によって求められた仮定値と直近年次における実績値に乖離が生じ、不連続になってしまうことが生じる。

さて、国立社会保障・人口問題研究所が行っている将来人口の推計は、国勢調査の結果を基準に用いている。国勢調査の結果は、調査実施年の翌年10月末に公表されるため、将来推計人口の作業もその時期以降に行っている。なお、国勢調査による人口は、将来推計の基準人口であるとともに、仮定値である各種人口動態率の分母人口であるため、直近のそれら諸率は国勢調査の結果を待たなければ算出ができない。さらに、出生率の仮定値については、未婚率の動向に大きく依存するため、配偶関係別人口を基にした分析には必須の統計である。一方、出生・死亡に関する仮定値の算定に必要な人口動態統計は、概数が6月頃、確定数については9月頃に前年の統計結果が公表される。そのため推計作業を行う12月初旬の時期にはその前年までのデータが得られる。基本的には、そのデータを用いて分析を行っているが、推計作業時点の年次における動向も極めて重要である。

なお、推計作業を行う12月初旬頃には、人口動態統計の概数値はその年の7月分まで、速報値は10月分までが利用可能である。これらの統計データを用いてその年の年間値を高い確度で推計することが可能であれば、仮定値の分析に、より最新の動向を反映することが可能となる。またその結果は準実績値として、推計時点における将来の出生率変動の方向を示唆する極めて重要な数値でもある。

そこで本稿は、将来人口推計で設定する仮定値のうち最も関心の高い出生率について、推計作業時点に於いて利用可能な年途中までの月別統計を用い、推計作業年次の合計特殊出生率を推定する方法の検討を行うものである。

2. 人口動態統計における速報、概数、確定値の動向

厚生労働省は、『人口動態統計』について「速報」、「概数」、「確定」の3段階で公表している。このうち「速報」および「概数」は月毎に、「確定」は年毎に公表されている。「速報」は調査票を作成した数（届出件数）を集計したものである。そのため男女や年齢といった属性別の集計は行われず各人口動態数の総数のみが集計され、調査月の約2か月後に公表されている。そ

して「概数」は、速報値のうち日本における日本人、すなわち日本国内で発生した日本人の動態件数に限定し、さらに年内に発生したものについて集計したもので、「速報」公表の3か月後（調査月の約5か月後）に公表されている。最後に「確定」は、「概数」の結果をさらに精査し修正を加えたものであり、調査翌年の9月頃に公表されている。

まず、出生・死亡・婚姻・離婚の4事象を対象に、速報値、概数値および確定値について、各集計結果がどの程度異なっているかについてみると、いずれの動態事象においても、速報値と概数値には乖離がみられるが、概数値と確定値ではほぼ同値を示している（表1）。そこで、確定値に対する速報値および概数値の比をみると、概数値はいずれの動態事象においてもほぼ1.0の水準で推移しており、両者にほとんど差はみられない（図1）。一方、速報値は各事象により異なった動向を示す。各事象別に1970年以降の変化をみると、出生と婚姻は大きく変化しているが、死亡と離婚は比較的安定して推移している。まず、出生についてみると、1970～85年の期間は概ね1.01で推移していたが、1985年以降急速に上昇し、2009年に1.03と乖離は拡大してきている。死亡についてはほぼ1.01で安定している。婚姻は一時的な変動を伴いながら長期的に変化をしており、出生と同様に上昇傾向を示しているが、出生が1985年以降上昇したのとは異なった傾向を示している。離婚も1.01～1.02と概ね安定的に推移してきている。ちなみに、1970年において比が最小だったのは婚姻で、出生、死亡ともにそれよりもやや高い比を示し、最も高かったのは離婚であった。それが2009年では出生が最も高く、次いで婚姻とこの2つの事象が大きく変化した。

このような乖離は、それぞれの統計の対象が異なることに起因している。前述したように、「速報」は調査票を作成した数（届出件数）の統計である。したがって速報値には、「日本における日本人」の他に「日本における外国人」および「外国における日本人」、さらに「前年以前発生」も含まれている。他方で「概数」および「確定」は「日本における日本人」について、前年以前の発生を除いたものを客体としている。このため概数値および確定値は、重複・錯誤による届出を修正した上で、速報値から「日本における外国人」、「外国における日本人」および「前年以前に事件が発生した動態」の件数を除外したものとなる。

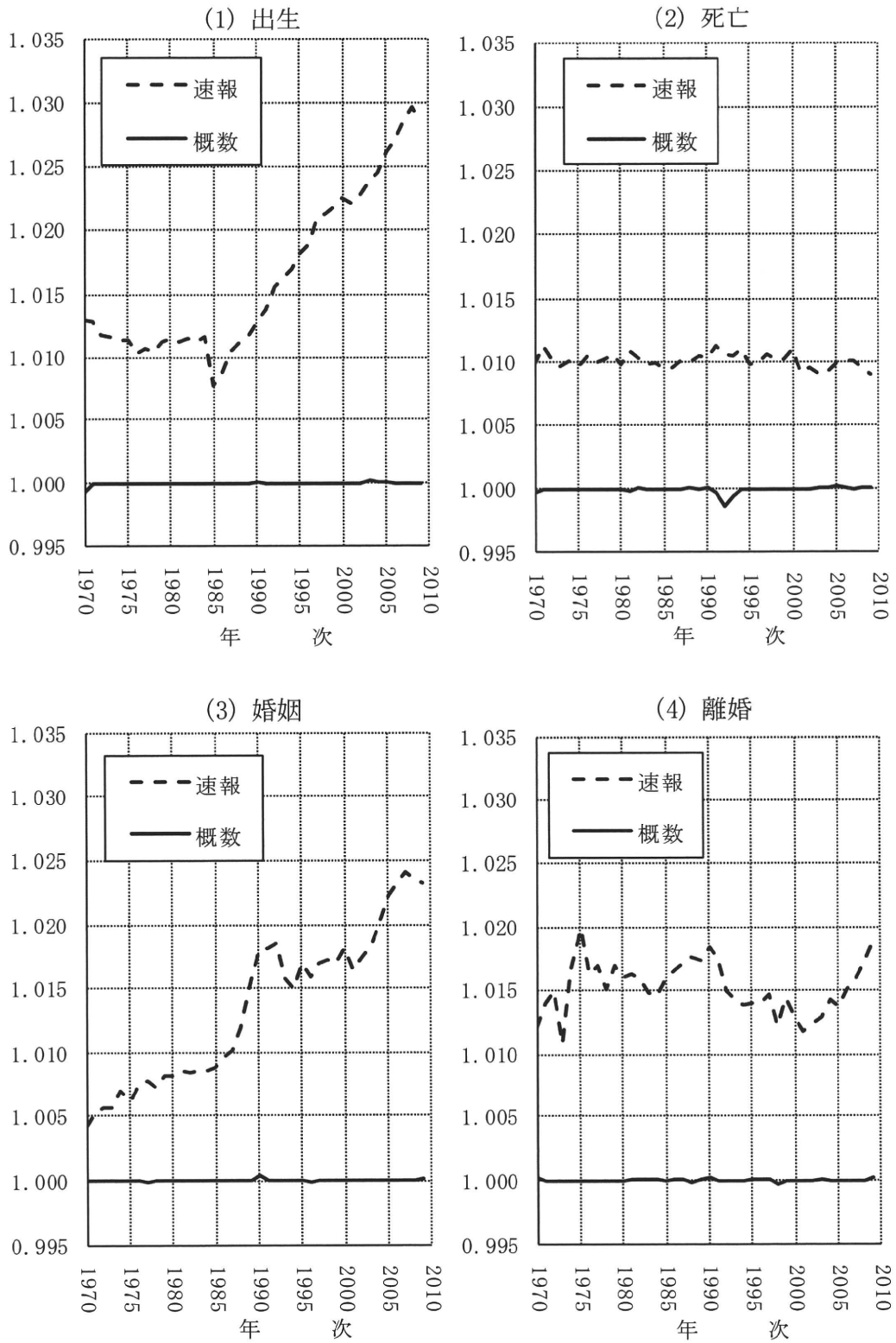
表1 人口動態統計における速報・概数・確定の推移：1970～2009年

(1,000件)

年次	出生			死亡			婚姻			離婚		
	速報	概数	確定	速報	概数	確定	速報	概数	確定	速報	概数	確定
1970	1,959	1,933	1,934	720	713	713	1,034	1,029	1,029	97	96	96
1971	2,027	2,001	2,001	692	685	685	1,097	1,091	1,091	105	104	104
1972	2,063	2,039	2,039	691	684	684	1,106	1,100	1,100	110	108	108
1973	2,116	2,092	2,092	716	709	709	1,078	1,072	1,072	113	112	112
1974	2,053	2,030	2,030	718	711	711	1,007	1,000	1,000	116	114	114
1975	1,923	1,901	1,901	709	702	702	947	942	942	121	119	119
1976	1,851	1,833	1,833	711	703	703	878	872	872	127	125	125
1977	1,774	1,755	1,755	697	690	690	827	821	821	132	129	129
1978	1,726	1,709	1,709	703	696	696	799	793	793	134	132	132
1979	1,661	1,643	1,643	697	690	690	795	789	789	138	135	135
1980	1,595	1,577	1,577	730	723	723	781	775	775	144	142	142
1981	1,547	1,529	1,529	728	720	720	783	777	777	157	154	154
1982	1,533	1,515	1,515	719	712	712	788	781	781	167	164	164
1983	1,526	1,509	1,509	747	740	740	769	763	763	182	179	179
1984	1,507	1,490	1,490	748	740	740	746	740	740	181	179	179
1985	1,443	1,432	1,432	759	752	752	742	736	736	169	167	167
1986	1,395	1,383	1,383	758	751	751	718	711	711	169	166	166
1987	1,361	1,347	1,347	759	751	751	703	696	696	161	158	158
1988	1,329	1,314	1,314	801	793	793	716	708	708	156	154	154
1989	1,261	1,247	1,247	797	789	789	719	708	708	161	158	158
1990	1,237	1,222	1,222	829	820	820	735	722	722	161	158	158
1991	1,240	1,223	1,223	839	830	830	756	742	742	172	169	169
1992	1,228	1,209	1,209	866	855	857	768	754	754	182	179	179
1993	1,208	1,188	1,188	888	878	879	805	793	793	191	188	188
1994	1,259	1,238	1,238	886	876	876	794	783	783	198	195	195
1995	1,209	1,187	1,187	931	922	922	805	792	792	202	199	199
1996	1,229	1,207	1,207	905	896	896	808	795	795	210	207	207
1997	1,216	1,192	1,192	923	913	913	789	776	776	226	223	223
1998	1,229	1,203	1,203	946	936	936	798	785	785	246	243	243
1999	1,203	1,178	1,178	992	982	982	775	762	762	254	251	251
2000	1,217	1,191	1,191	972	962	962	813	798	798	268	264	264
2001	1,196	1,171	1,171	979	970	970	813	800	800	289	286	286
2002	1,180	1,154	1,154	992	982	982	771	757	757	293	290	290
2003	1,150	1,124	1,124	1,024	1,015	1,015	754	740	740	287	284	284
2004	1,138	1,111	1,111	1,038	1,029	1,029	735	720	720	275	271	271
2005	1,090	1,063	1,063	1,095	1,084	1,084	730	714	714	265	262	262
2006	1,122	1,093	1,093	1,095	1,084	1,084	748	731	731	261	257	257
2007	1,121	1,090	1,090	1,119	1,108	1,108	737	720	720	259	255	255
2008	1,123	1,091	1,091	1,153	1,142	1,142	743	726	726	255	251	251
2009	1,101	1,070	1,070	1,152	1,142	1,142	724	708	708	258	253	253

厚生労働省『人口動態統計』による。

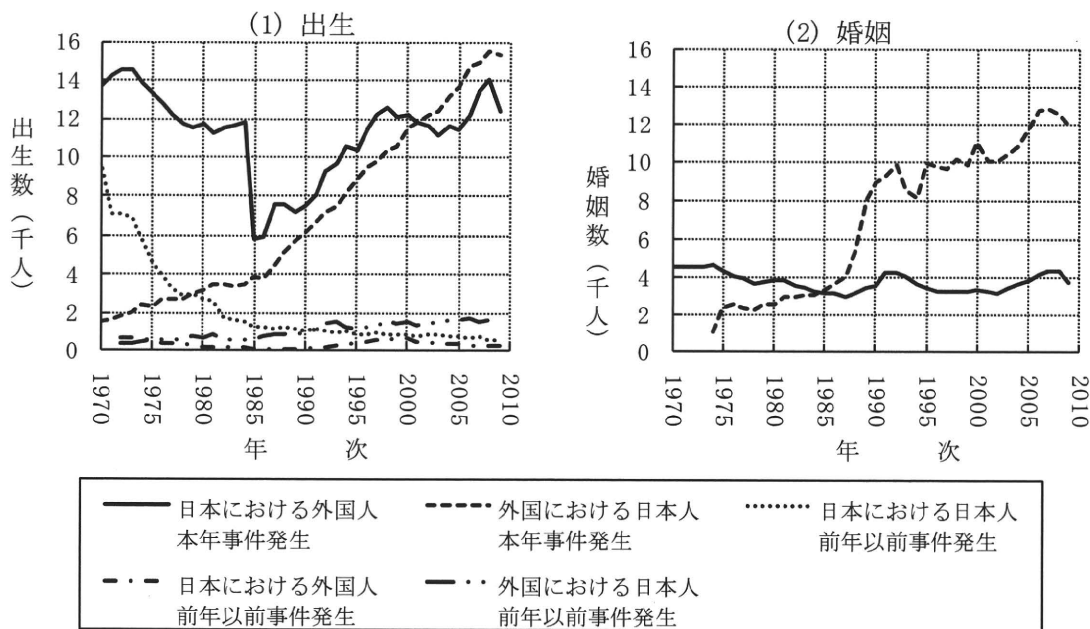
図1 確定値に対する速報値および概数値の比：1970～2009年



厚生労働省『人口動態統計』『人口動態統計速報』『人口動態統計月報（概数）』

そこで近年大きく変化した出生と婚姻について、確定値と速報値の乖離要因である除外件数の推移をみてみよう（図2）。

図2 人口動態統計の除外項目別件数：1970～2009年



まず、出生についてみると、その傾向が1985年を境に大きく変わっていることがわかる。1970年では「日本における外国人（本年事件発生）」が最も多く、次いで「日本における日本人（前年以前事件発生）」とその2つの要因で全体の94%を占めていた。それから1984年にかけて両者ともに減少する一方で、「外国における日本人（本年事件発生）」が増加した。図1で示した出生において確定に対する速報の比が1984年以前はほぼ一定であったのは、こうした変化が同時に起こった結果であることがわかる。一方で1985年以降は「外国における日本人（本年事件発生）」が急増しており、2002年には「日本における外国人（本年事件発生）」を超え、要因のうちでは最も多くなっている¹⁾。婚姻は、「日本における外国人（本年事件発生）」はほぼ4千人程度と変化をしていないが、「外国における日本人（本年事件発生）」は1980年代後半に急増し、増加傾向は現在も続いている²⁾。

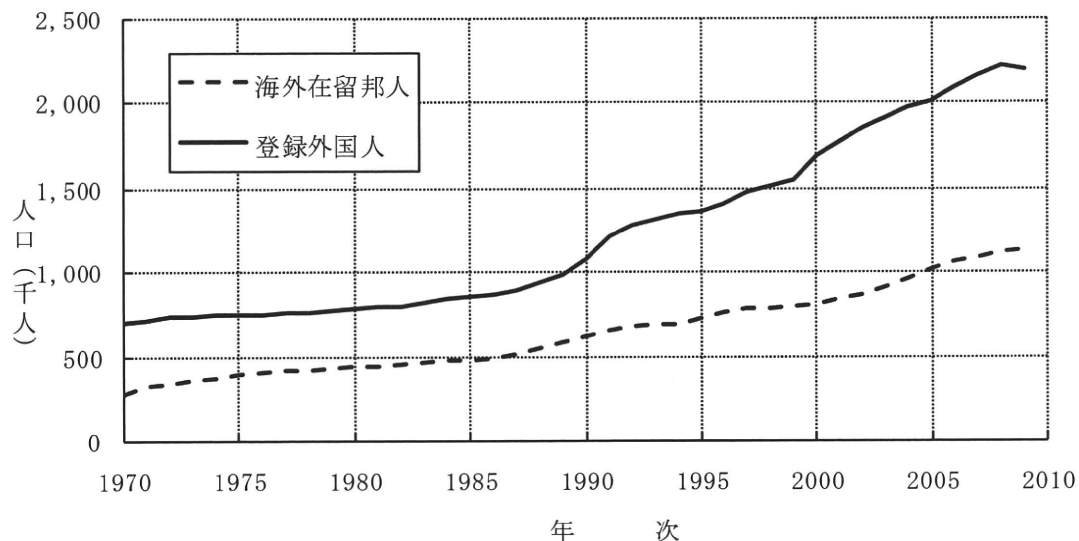
こうした人口動態統計における除外件数の増加は、1970年代以降における国際人口移動の増加・活発化が影響を及ぼした結果であると考えられる。「外国における日本人」の動向をみると、

¹⁾ 出生の「日本における外国人」は1985年に急減している。これは国籍法の改正（1985年1月1日施行）により、日本国籍を取得できる範囲が広まったことの影響である。同法の改正以前は、出生児は父親が日本人の場合のみ日本国籍を得ていたが、改正により父又は母が日本人の場合に日本国籍を取得できるようになった。人口動態統計〔確定〕は当該年に事件の発生した日本における日本人の動態を対象とするため、父外国人・母日本人の出生数が1984年以前は外国人として除外されていたが、1985年以降は除外されずに日本人として集計されるようになったことにより、1985年で段差が生じている。

²⁾ 婚姻は市区町村長が届出を受理する事により事件が発生するため、前年以前の発生はあり得ない。

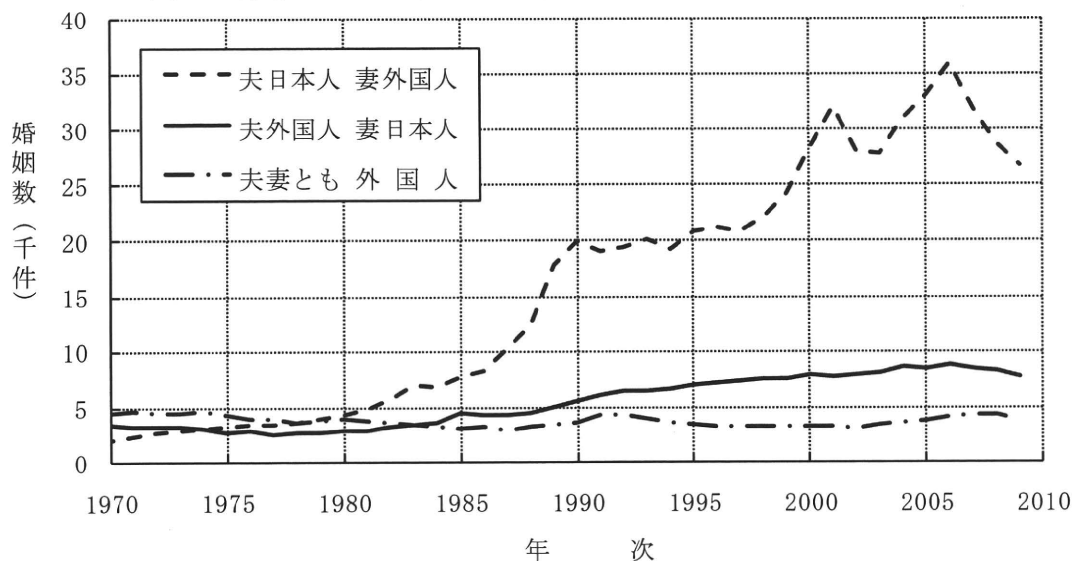
海外に長期滞在する日本人は1985年以降の増加数は大きくなっており、人口動態統計における「海外における日本人」の増加と対応している（図3）。また「日本における外国人」の動向についてみると、「海外における日本人」と同様に1980年代後半から急激に増加している。そのような発生母数の増加に伴い、各除外件数の変動を生じさせた。

図3 海外在留邦人人口および登録外国人人口：1970～2009年



法務省『在留外国人統計』および外務省『海外在留邦人数調査統計』による。

図4 外国人における夫妻の国籍別婚姻件数：1970～2009年



厚生労働省『人口動態統計』による。

ただし、婚姻における「日本における外国人」の除外件数は、期間を通して概ね4千件で変化が小さい。外国人における夫妻の婚姻状況をみると、1980年代後半からとくに夫日本人・妻外国人の組み合わせによる件数が大きく増加しており、夫外国人・妻日本人も同時期以降に若干ながら増えてきている（図4）。しかし、これらの婚姻件数は日本人が含まれるので、除外されずに概数および確定に含まれる。他方で夫妻とも外国人の婚姻件数は時系列でほとんど変化がみられない。この夫妻とも外国人が前述の除外件数に当たる。したがって、婚姻の場合は外国人の増加が日本人との婚姻を変動させたことで、除外件数がほとんど変化しなかったことがわかる。

なお、婚姻と出生におけるそれぞれの除外件数の関係をみると、婚姻および出生における「外国における日本人」は、ともに1980年代後半から大きく増加している。したがって海外で生活する日本人が増えたために海外での婚姻が増加し、このことが海外での出生も増加させたものと考えられる。しかし「日本における外国人」をみると、婚姻数はほぼ一定で推移しているのに対し、出生数は増加しており、両者の動向に乖離がみられる。この要因について考えたい。

さて、日本で外国籍の子が出生した場合、その出生児について外国人登録が不可欠となるが、その際には出生届（もしくは出生届受理証明書）が必要となる。このため、外国人の出生に関する届出漏れは比較的少ないと考えられる。他方、外国人同士の婚姻の場合、日本の役所に届出た場合は人口動態統計の対象となるが、該当国の在日本大使館等へのみ届出た場合には人口動態統計には反映されない。日本に在留する外国人は、婚姻を含む身分の変更について外国人登録に反映させる必要があるため、外国人同士の婚姻についてもそのほとんどが日本の役所へ届出ていると考えられる。したがって、外国人同士の婚姻が変化していないにもかかわらず、父母とも外国人の出生、つまり外国籍の出生児が増加していることは、近年国際人口移動の活発化に伴い、外国人同士の夫婦が入国により増加し出生したことによると考えられる。

3. 月別合計特殊出生率の動向

（1）月別日本人女性の年齢各歳別人口の推定方法

合計特殊出生率を月別に算出する際には、毎月の年齢別日本人女性人口が必要である。月、年齢別日本人女性人口は、総務省統計局が毎月作成している『人口推計月報』において公表されている。ただし、『人口推計月報』における年齢別人口は5歳階級のみ表章されており、各歳別の人口は得られない。合計特殊出生率を算出する方法として、5歳階級による年齢別出生率から求める方法もあるが、指標の精度を高めるためには各歳別出生率を用いる方が望ましい。

年齢各歳別人口は、総務省統計局『人口推計年報』（各年10月1日現在）から得られる。そこで、以下の方法により毎月の年齢各歳別日本人女性人口を推計した。

まず、2年次の10月1日現在人口を用い、年齢毎にその間の月別人口を直線補間によって求める。求められた月別年齢各歳別人口を、『人口推計月報』から得られる5歳階級別人口に一致するように、階級内の各歳別人口割合で按分することにより算出した³⁾。

³⁾ 最新部分の人口については、直近の『人口推計年報』（10月1日現在）による各歳別人口および生命表の生残率から翌年の10月1日各歳別人口を推計し、毎月の人口は同様の方法によって算出した。

(2) 月別合計特殊出生率の推定方法

月毎の年齢別出生率を算出する際の出生数は、人口動態統計の概数から得られる。そこで概数から得られる毎月の母の年齢別出生数と、前項の方法により求めた人口を用いて次のように年齢別出生率を算出した。

なお、月別合計特殊出生率はその月の出生数を月初現在人口で除した率であるが、その率は季節変動の影響や少数データの影響から上下に大きく変動し、また月による日数の相違もあるため、必ずしも傾向をみるためには適さない。

そこで月別変動の観察を行うために、当月を含む過去一年間の出生数を用いて以下のように算出した。

t 月を含む過去一年間の合計特殊出生率を $TFR(t)$ (以下この TFR を t 月次 TFR という)、該当期間 ($t-11$ 月～ t 月)における母の年齢 x 歳別出生数を $B(x,t)$ 、該当期間の年央 (t 月の5か月前)人口を $P(x,t-5)$ とすると、 $TFR(t)$ は以下の式から求められる。

$$TFR(t) = \sum_{x=15}^{49} \left(\frac{B(x,t)}{P(x,t-5)} \right) \dots\dots\dots (1)$$

ちなみに、 $TFR(t)$ の12月 (12月次 TFR) が当該年次の TFR に相当する。

(3) 月次合計特殊出生率の動向

上記の方法により求めた月次 TFR と、確定から算出され公表されている TFR の推移をみると、各年12月次の月別 TFR と公表 TFR は、かなり近似している (図5)。両者が一致しないのは、出生数が概数か確定かの相違と、分母人口が各年12月次 TFR は年央人口であるのに対し、公表 TFR は10月1日人口であることによる。このうち出生数については、前掲表1ならびに図1で示したように、概数と確定にほとんど差がみとめられないことから、各年12月次 TFR と公表 TFR の乖離はそのほとんどが分母人口の相違によるものと考えられる。

さて、月次 TFR を出生順位別に観察すると、いずれの出生順位別出生率も前述の年齢別出生率と同様に、低下傾向からいずれの出生順位においても2006年1月次を底に上昇に転じたことがわかる (図6)。

こうした TFR の変化をさらに詳しく分析するため、2010年の TFR とほぼ同水準を示す2000年と最も低下した2005年ならびに直近の2010年について、出生順位別に年齢パターンの変化を比較してみよう (図7)。なお、2010年の TFR はまだ得られないため、最新の2010年10月次 TFR で代用することにする。

図5 推定された月次合計特殊出生率および（公表）合計特殊出生率

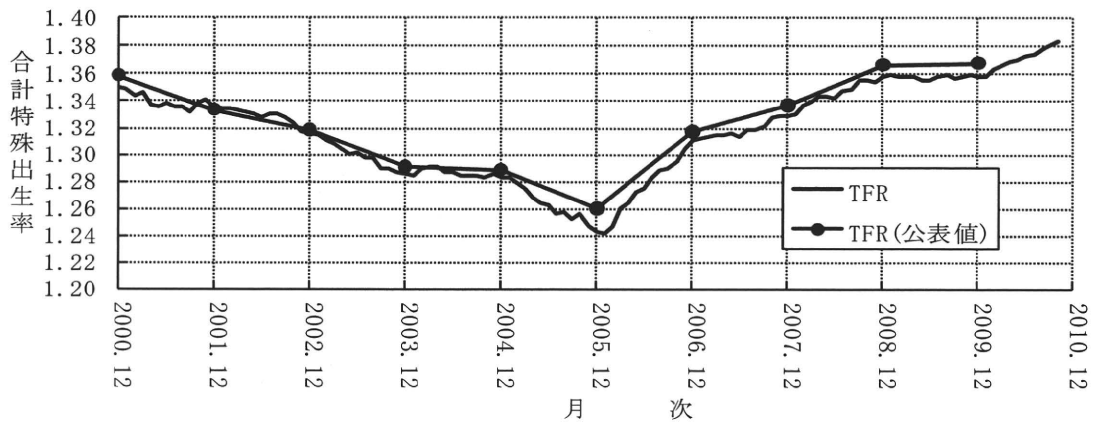


図6 出生順位別月次合計特殊出生率

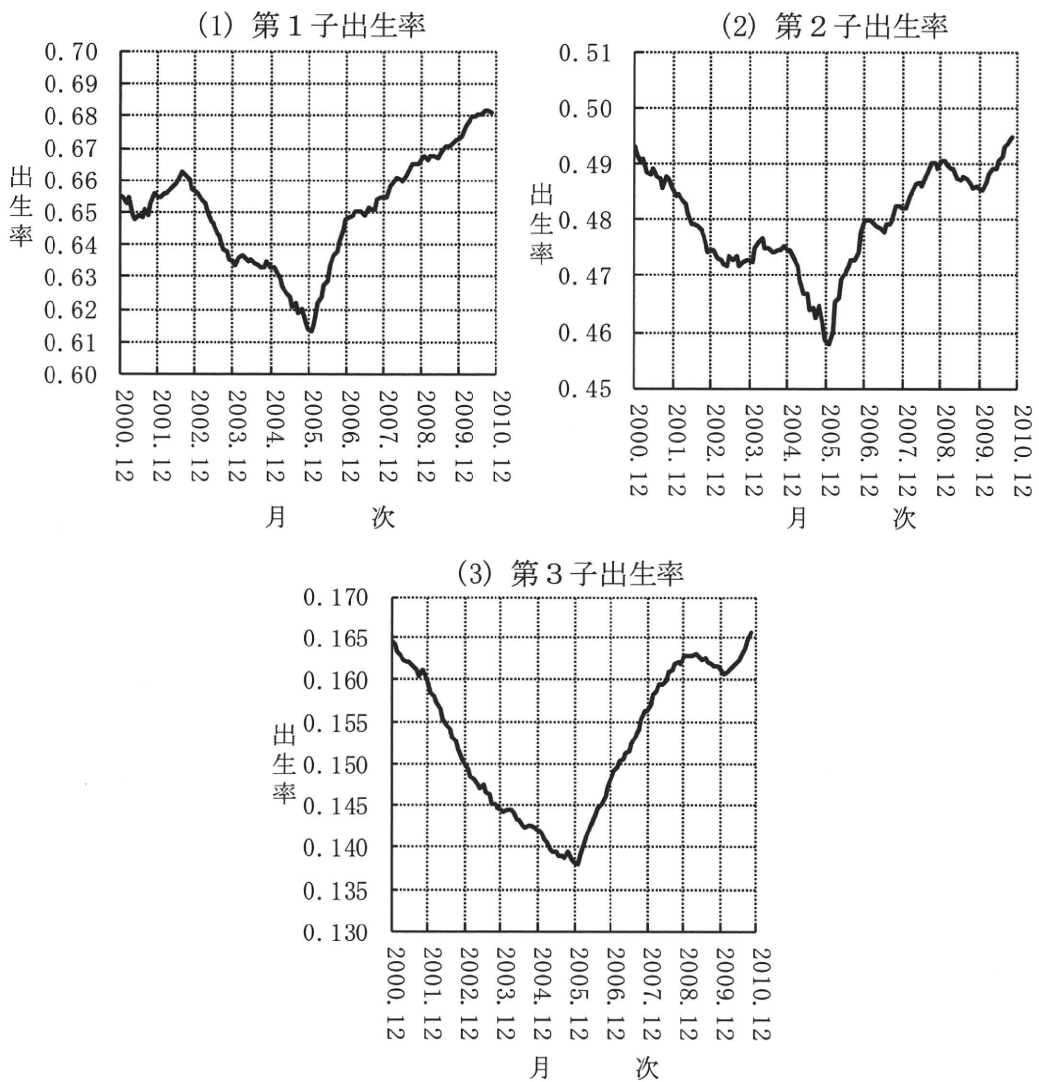
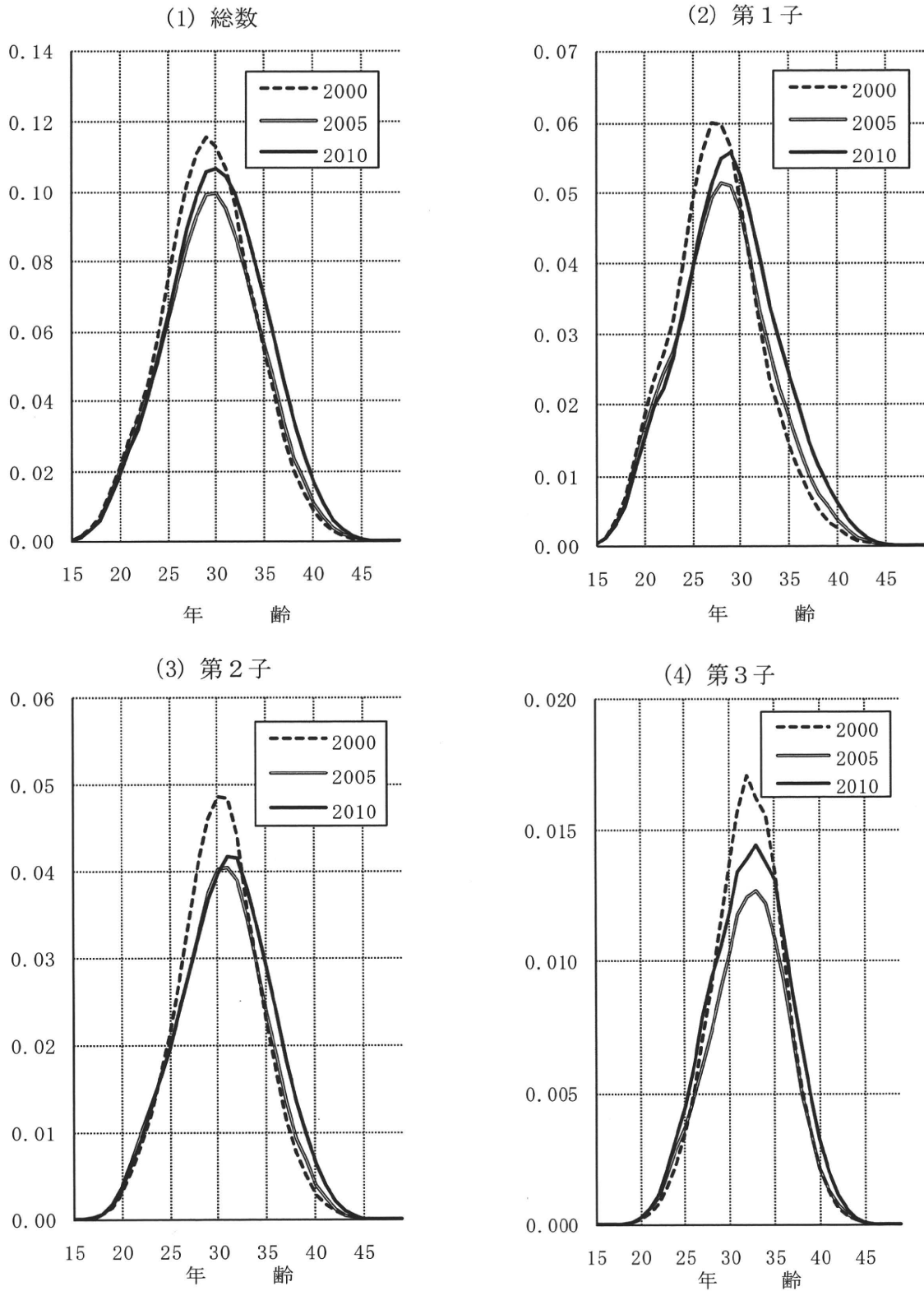


図7 出生順位，女性の年齢別出生率：2000,05,10年



まず、*TFR*（出生順位総数）の年齢別出生率をみると、2000年から05年にかけて33歳以下の年齢で大幅に低下し、それ以上の年齢では30歳代後半から40歳代初めに若干の上昇がみられる。この間に*TFR*は1.35から1.24へと0.11低下したが、それは33歳以下の出生率低下によるものであることがわかる。それが2005年から10年にかけての変化をみると、25歳以下の若年齢層の出生率はほぼ変化がみられないのに対し、26歳以上、とりわけ30歳以上の出生率が上昇しており、高年齢の出生率上昇が同期間における*TFR*を1.24から1.38へと0.14上昇させたことがわかる。

次に、こうした変化を出生順位別に観察しよう。第1子の出生率は、2000～05年は30歳以下の出生率で低下したが、31歳以上では変化が小さい。同期間の第1子出生率は0.04低下している。そして2005～10年では25歳以下の出生率はほとんど変化していない一方で、26歳以上は上昇している。なお、同期間の第1子合計特殊出生率は0.07上昇している。

第2子の出生率をみると、2000～05年は24～33歳は低下しているが、34歳以上ではあまり変化していない。同期間の第2子出生率は0.03低下している。他方で2005～10年では31歳以下はほぼ変化していないのに対し、32歳以上は上昇している。同期間の第2子合計特殊出生率は0.04上昇している。

第3子の出生率は、2000～05年では26～37歳で低下し、同期間の第3子合計特殊出生率は0.03低下している。そして2005～10年にはほぼ全年齢で出生率が上昇し、同期間の第3子合計特殊出生率は0.03上昇している。

このように年齢別出生率を出生順位別に比較し、次の結果が得られた。第1子および第2子合計特殊出生率における2000～10年の変動は、2000～05年の変化と2005～10年の変化に分けられ、前半の2000～05年では20歳代を中心とした出生率の低下が、後半の2005～10年では30歳以上で上昇した。しかしながら、第3子出生率は2000～05年に全年齢で低下したが、2005～10年には逆に全年齢で上昇しており、年齢パターンの変化はほとんど観察されなかった。したがって、第1子および第2子出生率では晩婚化による晩産化がみられ、結婚状況の変化が出生率の年齢パターンおよび水準を変動させたと考えられる。それに対し、第3子出生率はこれとは異なる要因により変動していたことになる。こうした変化をもたらした要因については興味深いのが、これについては今後の研究課題としたい。

4. 年途中までの月別人口動態統計を用いた年間推計

(1) 統計情報部による方法とその問題点

人口動態統計の年間推計については、毎年1月1日に厚生労働省統計情報部がこれを公表している。同部による年間推計は、以下の式によって行われている。

$$\text{年間推計数} = \left(\frac{\text{速報値}_{\text{当年1月} \sim \text{10月}} \times \left[\frac{\text{概数値}_{\text{当年1月} \sim \text{7月}}}{\text{速報値}_{\text{当年1月} \sim \text{7月}}} \right]}{\text{速報値}_{\text{前年1月} \sim \text{10月}} \times \left[\frac{\text{概数値}_{\text{前年1月} \sim \text{7月}}}{\text{速報値}_{\text{前年1月} \sim \text{7月}}} \right]} \right) \times \text{前年確定値} \dots (2)$$

式が示すように、年間推計数は推計時点で得られる最新のデータを基に、前年と当年における速報値と概数値の比を前年確定値に掛け合わせることで算出されている。ただし、この推計は総数のみを対象に行われており、年齢については一切考慮していない。そのため、*TFR* 等年齢別統計を用いる指標については推計されていない。

この同部による推計方法には、大きく2つの問題点を指摘できる。第1の問題点は、概数と速報の比率を昨年と同値であると仮定していることである。そのため概数と速報の比率が変動している場合には、それが反映されないことになる。第2の問題点は、人口動態数は年齢によって発生率が異なるが、こうした人口の年齢構造の影響を考慮していないことである。そのため、それら2点について考慮した推計方法の検討が必要であろう。

(2) 婚姻の動向と出生率との関係を用いた推計

わが国の出生はほぼ婚姻状態から発生するため⁴⁾、婚姻の動向と出生率変動とはある程度連動すると考えられる。しかし、婚姻と出生とのタイムラグを分析する際、年次統計では詳細な分析ができない。そこで、両者の関連性をより詳細にみるため、月別婚姻率ならびに出生率について観察を行うことにする。

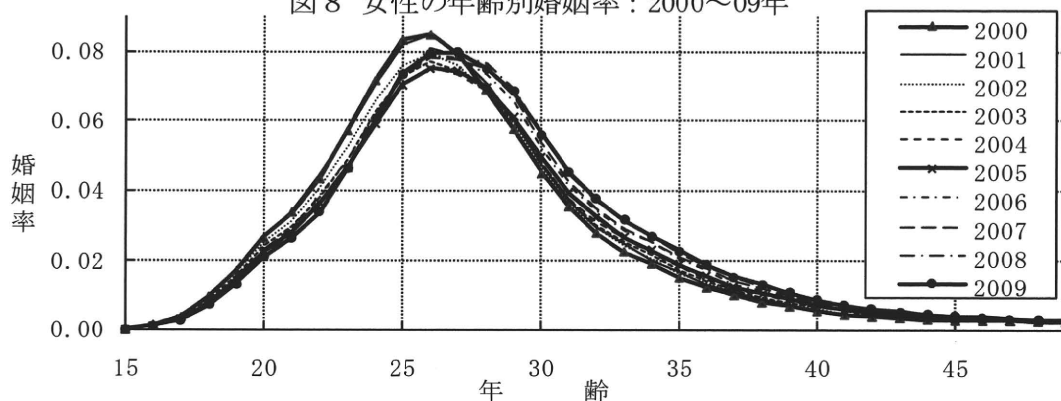
ただし、「速報」および「概数」による統計は総数のみであり、初再婚別ならびに年齢別の集計が行われていない。婚姻総数を用いて算出される普通婚姻率は、人口総数を分母人口に用いるため、その人口がもつ年齢構造に影響される。その影響を除去するためには、分母人口を婚姻の年齢別発生頻度に即した人口に限定する必要がある。そこで、人口動態統計の確定における届出時の年齢別婚姻件数を基に、2000年以降の15～49歳を対象として女性の年齢別婚姻率を算出すると、18歳以上で急激に上昇し26～27歳を頂点とする単峰曲線を示す(図8)。なお、20歳と34歳の率はほぼ同率を示すとともに、この年齢層(20～34歳)の間で全婚姻数の79～86%を占めている。一方、同年齢幅における*TFR*の割合は2000年の85%から2009年には79%へと低下しているものの、婚姻と同様に依然として8割近くをカバーしている。

そこで、合計特殊出生率の先行指標としての婚姻指標に人口総数を分母とする普通婚姻率を用いず、20～34歳の女性人口を分母人口とした婚姻率(以下これを特定婚姻率という)を算出し、それと出生率の動向を観察することによりそれらの関連性についてみることにする。なお、特定婚姻率も月次*TFR*と同様に、当月を含む過去一年間の婚姻数を用い、分母人口は該当期間の年央時点の人口を用いる(以下この特定婚姻率を月次特定婚姻率という)。

2001年以降の月次*TFR*を、同じく月次特定婚姻率と重ねたものをみると、2002年以降では、月次*TFR*と特定婚姻率は約7か月の時間差を伴いながらも、極めてよく似た推移を示している(図9)。そこで7か月前へ移動した特定婚姻率と月次*TFR*の推移をみると、2002年から2008年半ばまで、両者の動向はほとんど一致している。

4) 厚生労働省『人口動態統計』をみると、全出生に占める嫡出出生の割合は2000年から2009年まで98%で推移しており、したがって出生のほぼ全てが嫡出子、つまり父母が婚姻状態にある出生児といえる。

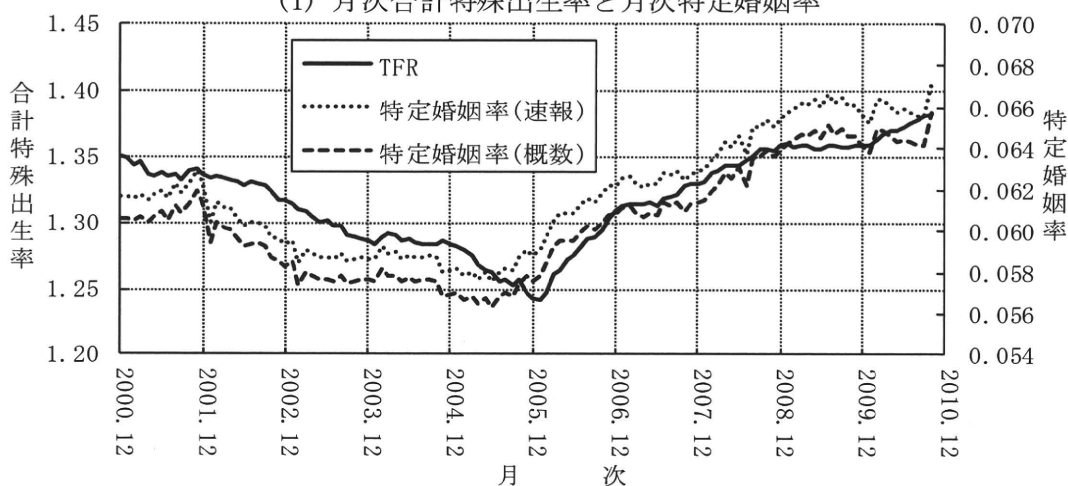
図8 女性の年齢別婚姻率：2000～09年



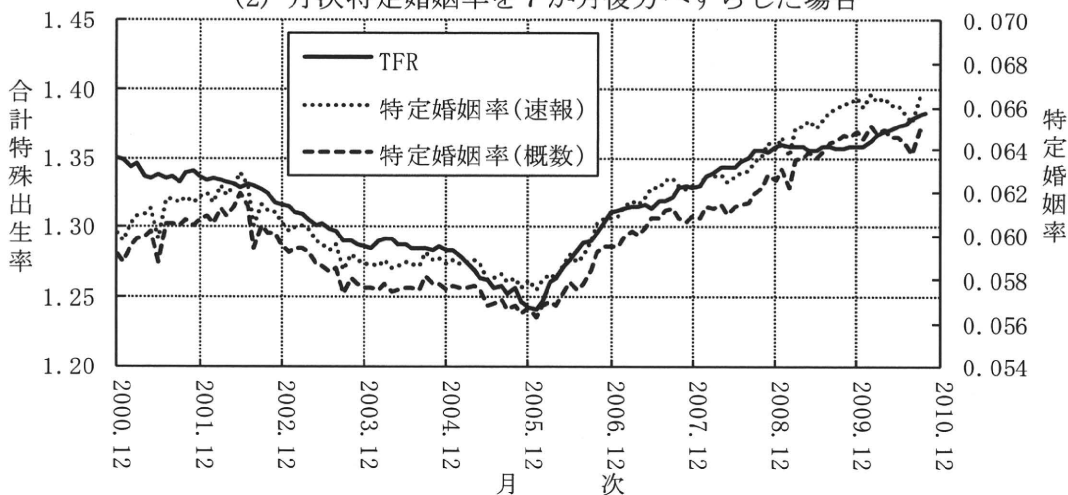
厚生労働省『人口動態統計』による。

図9 月次合計特殊出生率と月次特定婚姻率

(1) 月次合計特殊出生率と月次特定婚姻率



(2) 月次特定婚姻率を7か月後方へずらした場合



したがって、12月分（年間）までの統計データが揃っていない年次についての合計特殊出生率を推定する方法として、この月次特定婚姻率の変動を月次*TFR*の先行指標として利用することが考えられる。具体的な手順としては、最も早く統計が得られる速報の婚姻統計から概数の婚姻統計を推定し、概数の特定婚姻率から数か月後の*TFR*を推定する。次節では、第一段階に当たる速報値から概数値を推定する方法について検討したい。

（3）概数と速報の比率

前述のように、概数および確定と速報では集計の対象が異なる。そこで速報値から概数値を推定し、それから*TFR*の推定を行うこととする。ここで*t*月における速報による婚姻件数*M_S(*t*)*と概数による婚姻件数*M_G(*t*)*の比を*β*(*t*)とすると、これらの関係は次の式で表せる。

$$\beta(t) = M_G(t) / M_S(t) \dots\dots\dots (3)$$

この*β*(*t*)は概ね除外件数の割合を示すことから、「外国における日本人」*M_{G,1}(*t*)*と「日本における外国人」*M_{G,2}(*t*)*の2つに分けることができる。

$$\beta(t) = \beta_1(t) + \beta_2(t) \dots\dots\dots (4)$$

ただし

$$\beta_1(t) = M_{G,1}(t) / M_S(t) \dots\dots\dots (5)$$

$$\beta_2(t) = M_{G,2}(t) / M_S(t) \dots\dots\dots (6)$$

である。

以上によって求められた*β*(*t*)、*β*₁(*t*)ならびに*β*₂(*t*)の推移をみると、まず*β*(*t*)は、2001年の0.17から2007年の0.24まで0.07上昇したが、2008年以降は低下に転じ、2010年は0.22で推移している（図10）。

さらに、*β*₁(*t*)の推移をみると、2001年半ばから07年まで緩やかに上昇し、その後低下している。この*β*₁(*t*)の変動が*β*(*t*)の動向を決めているといえる。そして*β*₂(*t*)の推移をみると、2000年から08年頃まで上昇し、その後は減少に転じている。ただし、*β*₁(*t*)ならびに*β*₂(*t*)はいずれも月の変動幅が小さいため、短期間であるならば無視したとしても問題はなさそうである。

（4）特定婚姻率と合計特殊出生率

月次特定婚姻率と月次*TFR*の変化をみると、概ね7か月のタイムラグをもって同様の変化がみられた。すなわち、月次特定婚姻率の変化の7か月後に*TFR*が変化をしている。そこで、さらに*t*月次*TFR*を*TFR*(*t*)、*t*月次特定婚姻率を*SMR*(*t*)とし、*TFR*(*t*)とその7か月前の特定婚姻率*SMR*(*t*-7)の変換係数を*α*(*t*)とすると、*TFR*(*t*)と*SMR*(*t*-7)の関係は次式のようなになる。

$$TFR(t) = SMR(t-7) \times \alpha(t) \dots\dots\dots (7)$$

$$\alpha(t) = TFR(t) / SMR(t-7) \dots\dots\dots (8)$$

以上によって求めた $\alpha(t)$ の推移をみると、2008年7月頃までは速報が21.5~22.0、概数が22.0前後で安定して推移していた(図11)。その後は2010年1月に速報が20.5、概数が21.0まで低下するが、その後上昇し、2010年9月段階で速報が20.8、概数が21.3となっている。

図10 係数 $\beta(t)$ の推定

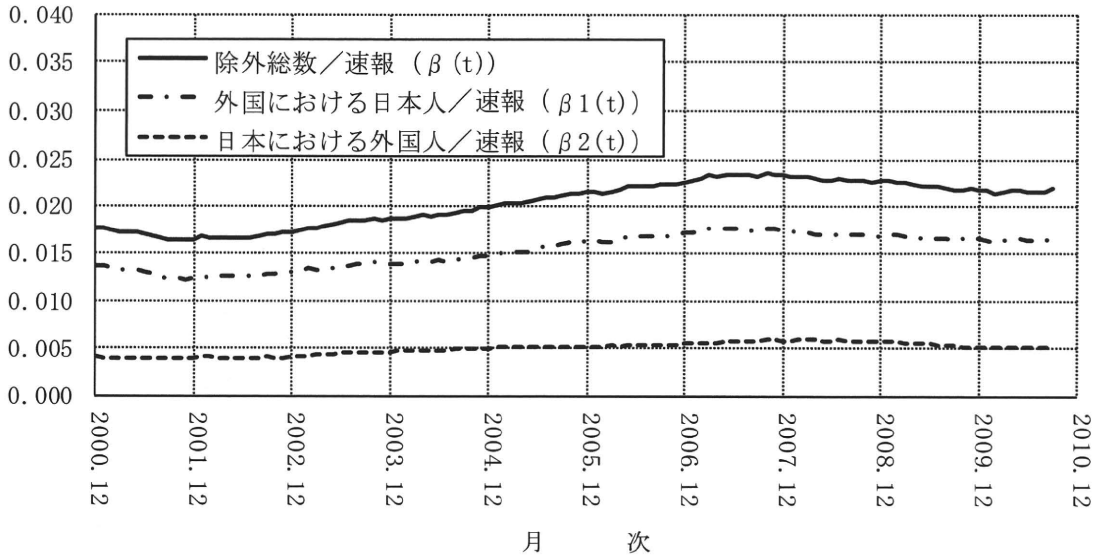
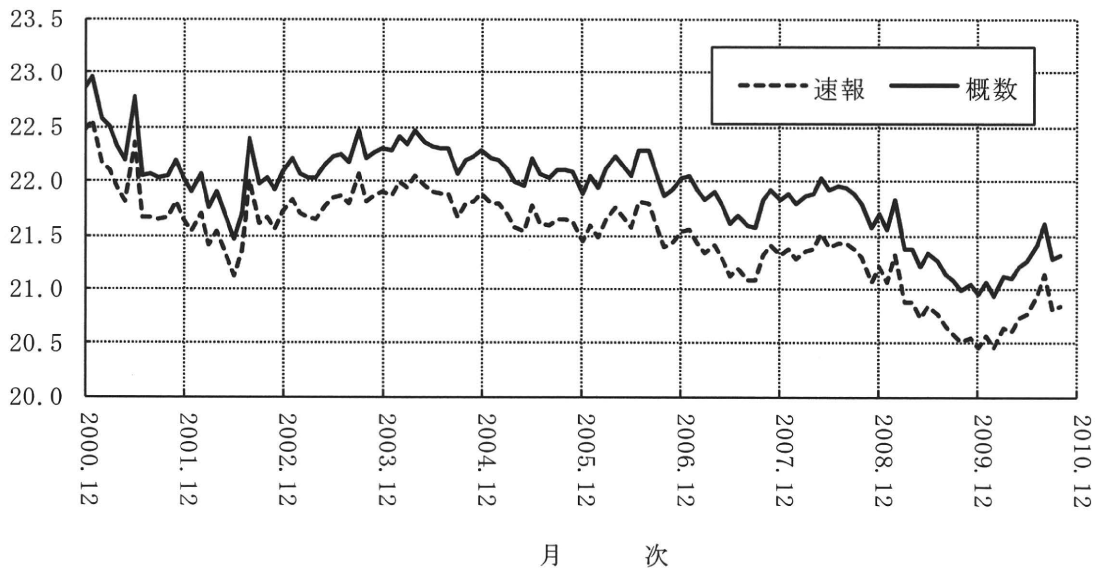


図11 係数 $\alpha(t)$ の推移



なお、 $\alpha(t)$ が変化する要因として、

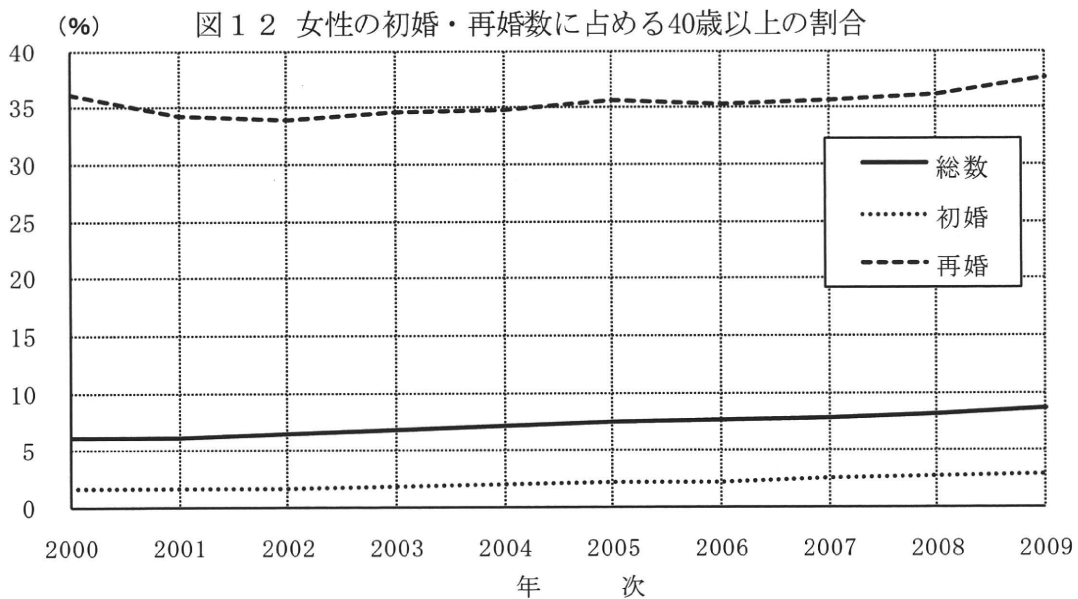
- ① 特定婚姻率の指標に20～34歳人口を用いたが、それが適応しなくなった。
- ② 特定婚姻率とTFRにおける7か月というタイムラグが変化した。
- ③ 特定婚姻率とTFRとの関連性が薄れた。

などが、考えられる⁵⁾。

上記3点のうち、3番目の要因について若干の補足をしたい。近年における婚姻の動向は、再婚割合の上昇とともに高年齢化を伴っている。再婚割合についてみると、婚姻総数に占める再婚の割合は、2000年の13.4%から2009年の16.4%へと3ポイント上昇している。また高年齢化について、出生への影響が小さくなる40歳以上の割合をみると、初婚における40歳以上の占める割合は2000年の1.5%から09年の2.9%へ、再婚においては2000年の36.0%から08年の36.1%、09年には37.7%へとそれぞれ上昇している(図12)。TFRに占める40歳以上の年齢別出生率の割合が2～3%に過ぎないことを考えれば、40歳以上での婚姻の増加は婚姻と出生の結びつきを弱める要因である。

しかし、速報および概数では初婚・再婚別ならびに年齢別の婚姻件数が公表されていないため、年齢による影響について分析を行うことができない。こうした婚姻の動向をより詳細に分析し、さらに出生率との関連性や予測に用いるためには、月別年齢別婚姻統計が必要であり、概数において届出時の年齢による年齢別婚姻件数の集計が望まれる。

これら $\alpha(t)$ が変化した要因とは別に、こうした変化が2006年2月を境に顕著化したことについても、今後の研究を要する。



⁵⁾ この他に、2005年に生じたことから、人口推計の基準人口(国勢調査人口)が変更になったことに伴う影響も挙げられる。ただし、TFRの傾向からこの影響は小さいと考えられる。