

経過年別に平均絶対百分率誤差が算出できたところで、Swanson らの方法に従って、分布の歪度の調整をはかる変換(Box-Cox 変換)、および単位を変換前に揃える調整を行う。

まずは、Box-Cox の尤度関数を求め、最尤推定によって求められた λ を表 1 に示した。この λ によって、個々の推計の絶対百分率誤差を求め、それを平均したものが、同表中の MAPE-T である。

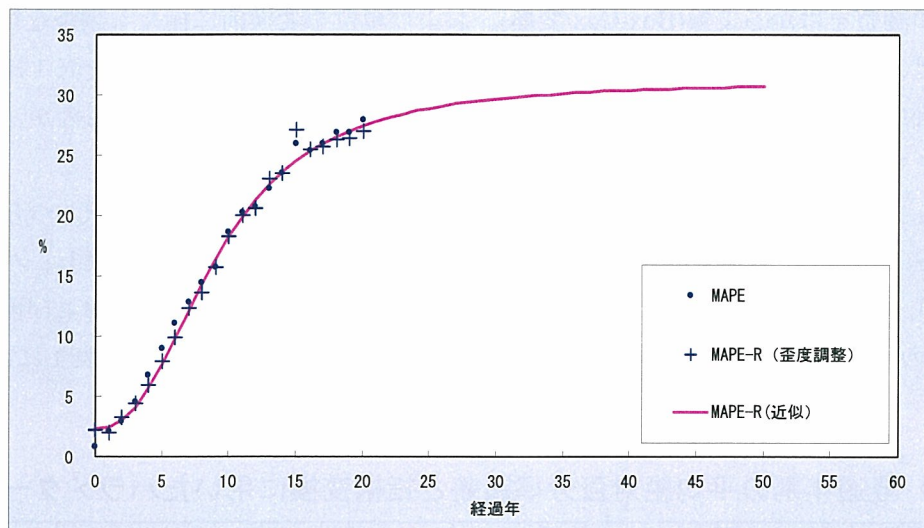
ただし、この MAPE-T は、もともとの MAPE と尺度が異なるので、解釈しづらい。そこで、APE と APE-T の関係を非線形式で表し、さらに対数線形モデルに変換し、パラメータを回帰式(最小二乗法)によって求めた。推定されたパラメータ $\ln(a)$ 、 b および再変換された APE の平均値である MAPE-R、そして分析に使用した推計の数(N)を、表 1 に記載した。

表 1 経過年別の平均絶対百分率誤差と指標変換に用いたパラメータ推定値

経過年	MAPE	λ	MAPE-T	$\ln(a)$	b	MAPE-R	N
基準年	0.8	0.2	2.2	0.00	0.99	2.2	12
1年後	2.1	0.5	1.7	0.29	0.71	2.0	12
2年後	2.9	0.8	1.9	1.05	0.23	3.3	12
3年後	4.5	0.6	2.8	1.13	0.35	4.4	12
4年後	6.8	0.5	3.8	1.01	0.57	5.9	12
5年後	9.0	0.2	5.6	0.00	1.21	7.9	12
6年後	11.0	0.4	5.2	0.00	1.39	9.8	11
7年後	12.8	0.7	6.8	0.61	0.99	12.4	11
8年後	14.4	0.5	6.3	0.00	1.41	13.6	11
9年後	15.7	0.7	8.3	1.33	0.67	15.7	11
10年後	18.6	0.7	10.3	0.02	1.24	18.3	11
11年後	20.2	0.8	12.0	0.04	1.19	20.0	10
12年後	20.7	0.8	13.4	0.26	1.07	20.5	10
13年後	22.3	1.0	22.0	1.42	0.56	23.0	10
14年後	23.5	0.9	16.7	0.65	0.89	23.5	10
15年後	25.9	1.1	32.1	0.63	0.77	27.1	10
16年後	25.4	0.9	20.8	0.38	0.94	25.4	9
17年後	25.9	0.9	17.5	0.23	1.05	25.7	9
18年後	26.8	0.8	15.4	0.22	1.11	26.2	9
19年後	26.9	0.8	14.9	0.73	0.94	26.4	9
20年後	27.9	0.7	11.5	0.92	0.97	27.0	9

さて、こうした変換後の指標をつかって、基準年からの経過年別の平均的誤差を図示してみよう。図 9 に示した。ここでは、通常平均全体百分率誤差 MAPE と、Box-Cox 変換後、尺度再調整した MAPE-R を示し、さらに、Logistic 応答関数でスムージングしたものを示した。20 年後の平均乖離は概ね 25~30%前後となっている。

図 9 平均絶対百分率誤差：昭和 30(1955)年推計～平成 9(1997)年推計



6. 平均乖離指標を用いた将来仮定値の不確実性の評価

さて、こうした平均的な誤差率は、推計の仮定設定における不確実性の把握にどのように活用できるのでしょうか。事後評価の誤差率を将来に見込むことは、様々な推計環境や知識の蓄積の効果を考慮しないということで、悲観的なアプローチかもしれない。しかしながら、少なくとも過去に起こりえた不確実性の幅が、最新の状態において、どのように定量化できるのかを把握することは、参照に値することであろう。まずは、過去 12 回の社人研推計出生率中位仮定に、先ほど算出した平均乖離指標を用いて上下に幅をつけたものを図示してみた (図 10)。この乖離指標は百分率であるため、TFR の水準が高いほど、幅も大きくなる。

さらに図 11 には、平成 18 年 12 月に公表された社人研推計の中位仮定値を基準とし、乖離指標で幅をつけた上限と下限、そして社人研推計での高位と低位仮定を重ねて示した。平成 18 年社人研推計における、2025 年の中位仮定値は 1.23、高位が 1.52、低位が 1.04 である。同時期の平均乖離を用いた上限は 1.59、下限は 0.88 であった。社人研推計の低位仮定と高位仮定は、平均乖離の上限と下限の幅に収まっていることが分かる。つまり、過去に生じた、科学的見通しを超える出生率の変化というのは、今回の推計の 3 つの仮定値の幅を超えるほどの水準であることがわかる。各年の数値については表 2 に掲載した。

図 10 平均乖離指標を用いた過去推計仮定値の上限と下限：
昭和 30(1955)年推計～平成 18(2006)年推計

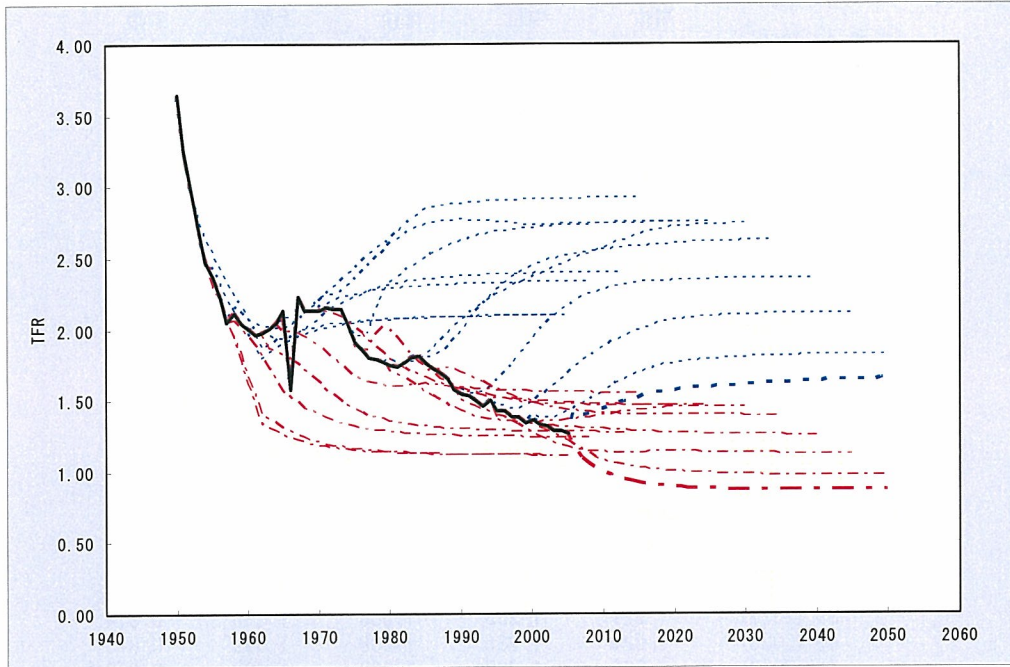


図 11 平成 18(2006)年推計高・中・低位仮定値と平均乖離指標を用いた
上限と下限

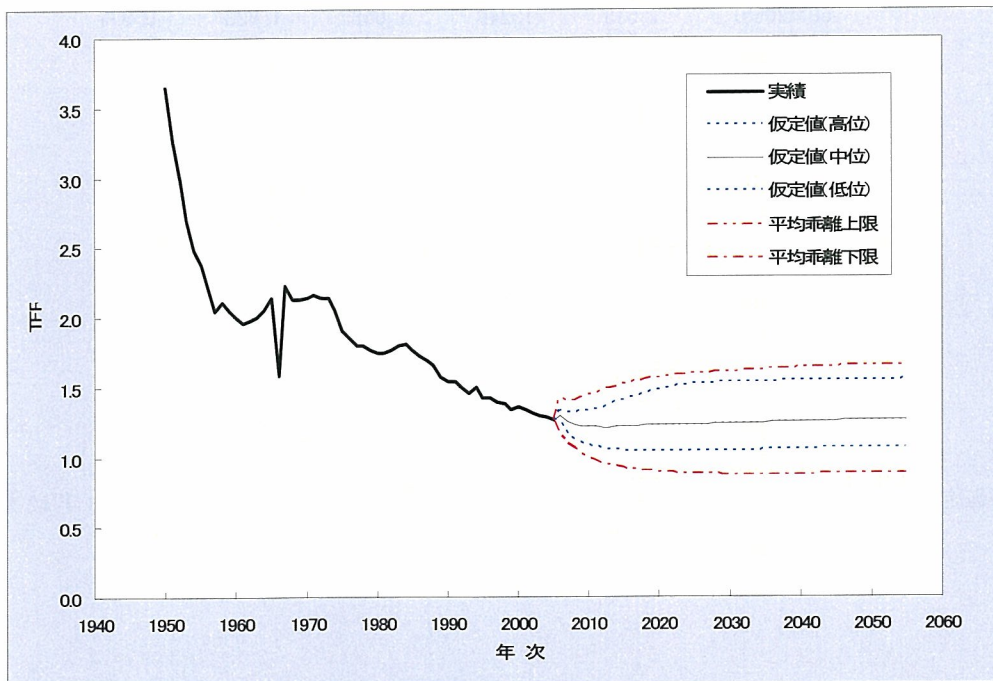
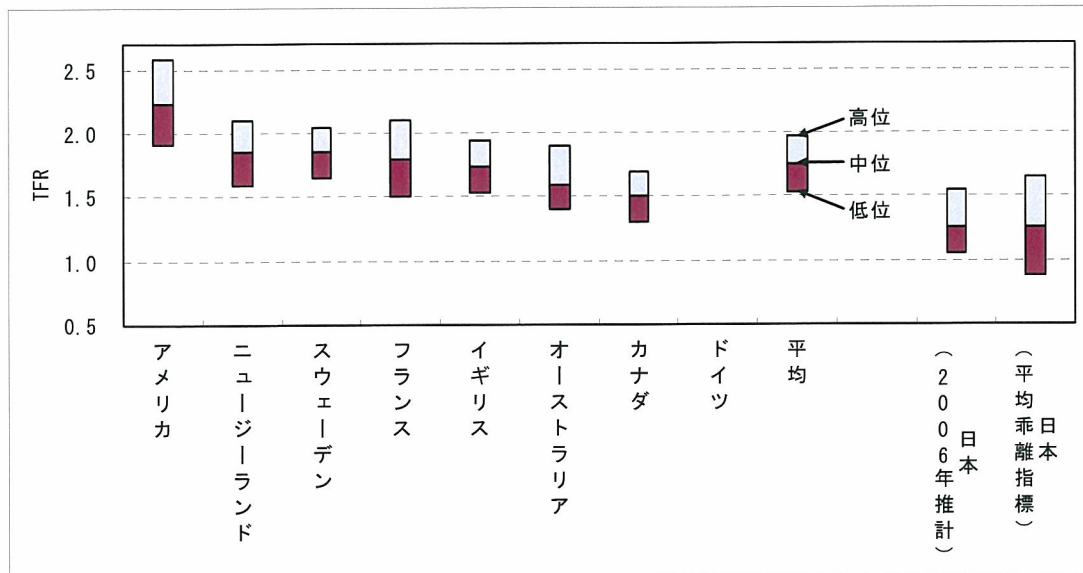


表2 平成18年社人研将来推計人口における合計特殊出生率仮定値および、過去の推計から求めた平均乖離指標による上限値と下限値

年次	社人研TFR仮定値			平均乖離	
	高位	中位	低位	上限	下限
平成 17 (2005)	1.260	1.260	1.260	1.260	1.260
18 (2006)	1.324	1.294	1.266	1.421	1.167
19 (2007)	1.317	1.247	1.163	1.398	1.096
20 (2008)	1.318	1.230	1.119	1.406	1.054
21 (2009)	1.321	1.223	1.098	1.424	1.023
22 (2010)	1.328	1.218	1.081	1.441	0.996
23 (2011)	1.338	1.215	1.067	1.457	0.974
24 (2012)	1.352	1.214	1.056	1.472	0.955
25 (2013)	1.368	1.213	1.049	1.487	0.940
26 (2014)	1.385	1.215	1.044	1.502	0.928
27 (2015)	1.403	1.217	1.042	1.515	0.919
28 (2016)	1.421	1.220	1.041	1.528	0.911
29 (2017)	1.438	1.223	1.041	1.540	0.905
30 (2018)	1.453	1.225	1.042	1.550	0.900
31 (2019)	1.466	1.227	1.042	1.559	0.896
32 (2020)	1.478	1.229	1.043	1.566	0.892
33 (2021)	1.489	1.230	1.043	1.572	0.888
34 (2022)	1.497	1.231	1.042	1.578	0.885
35 (2023)	1.504	1.232	1.042	1.582	0.882
36 (2024)	1.510	1.233	1.041	1.586	0.879
37 (2025)	1.515	1.234	1.040	1.590	0.877
38 (2026)	1.518	1.234	1.039	1.593	0.875
39 (2027)	1.521	1.235	1.039	1.596	0.874
40 (2028)	1.523	1.236	1.038	1.599	0.873
41 (2029)	1.525	1.237	1.038	1.603	0.872
42 (2030)	1.526	1.238	1.038	1.606	0.871
43 (2031)	1.528	1.239	1.039	1.608	0.870
44 (2032)	1.529	1.241	1.040	1.611	0.870
45 (2033)	1.530	1.242	1.041	1.614	0.870
46 (2034)	1.531	1.244	1.042	1.617	0.870
47 (2035)	1.532	1.245	1.043	1.620	0.870
48 (2036)	1.533	1.247	1.045	1.623	0.870
49 (2037)	1.534	1.248	1.046	1.625	0.870
50 (2038)	1.535	1.249	1.048	1.628	0.871
51 (2039)	1.536	1.251	1.049	1.630	0.871
52 (2040)	1.537	1.252	1.050	1.632	0.871
53 (2041)	1.538	1.253	1.052	1.634	0.871
54 (2042)	1.538	1.254	1.053	1.636	0.872
55 (2043)	1.539	1.255	1.054	1.638	0.872
56 (2044)	1.540	1.256	1.055	1.639	0.872
57 (2045)	1.540	1.257	1.056	1.641	0.872
58 (2046)	1.541	1.257	1.056	1.642	0.872
59 (2047)	1.541	1.258	1.057	1.644	0.873
60 (2048)	1.542	1.259	1.058	1.645	0.873
61 (2049)	1.542	1.260	1.058	1.646	0.873
62 (2050)	1.543	1.260	1.059	1.647	0.873
63 (2051)	1.544	1.261	1.060	1.649	0.874
64 (2052)	1.544	1.262	1.061	1.650	0.874
65 (2053)	1.545	1.263	1.061	1.651	0.874
66 (2054)	1.545	1.263	1.062	1.652	0.874
67 (2055)	1.546	1.264	1.063	1.653	0.875

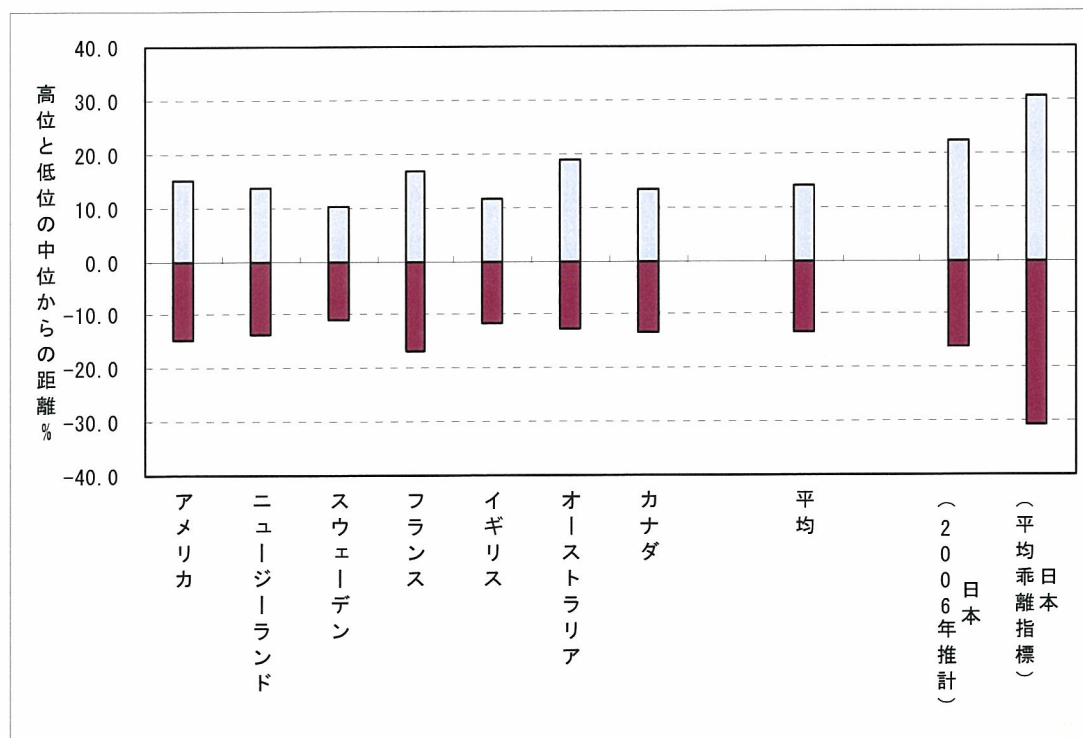
社人研仮定値については、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口：平成18年12月推計」。

図 12 各国出生率仮定値の幅



アメリカ、スウェーデン、フランス、イギリス、オーストラリア、ドイツ、日本は2050年時点、ニュージーランド2051年、カナダ2031年時点。ドイツについては仮定値1.4の1種類しかない。

図 13 各国出生率仮定値の幅の中位に対する百分率



最後に、諸外国の公的な将来推計人口における出生率仮定値を含めて、将来仮定値の幅と、平均乖離指標の幅とを比較してみたい。各国の出生率仮定値については、2006年時点

で公表されている最新の推計を用いた¹。

図 12 は、2050 年頃の合計特殊出生率の仮定値の幅を示している。さらに図 13 は、中位からの高位および低位までの距離を中位の水準に対する百分率で表現したものである。各国とも、中位に対して上下に 0.2 前後の幅で高位仮定と低位仮定を設定しており、百分率で表示したもので比較すると、15%前後の幅を持たせていることがわかる。アメリカ、フランス、オーストラリアでやや幅が大きい。これらの国に比べ、平成 18 年社人研推計は、高位については 20%を超えており、幅が大きい部類に入るといえる。平均乖離指標では 30%を超えており、いずれの国の仮定値幅もこの幅に収まっている。

7. まとめ

将来人口の推計には、様々な目的のものがありうるが、一般に公的推計といわれる推計は、過去の実績データに基づき、最新の傾向を将来に投影させる方法が用いられる。したがって、推計時点で兆候がなかった変化が生じたり、変化のトレンドが加速するといった事態が生じると、現実には推計値から乖離することになる。こうした推計時点での想定外の変化、すなわち、現実からの乖離が、平均的にどの程度なのかを定量化できれば、推計をおこなった際の将来見通しの不確実性の幅とみなすことができるかもしれない。そこで、本研究では、昭和 30(1955)年 3 月推計から平成 14(2002)年 1 月推計までの過去 12 回の公的推計の出生率仮定値と実績値との乖離を事後評価し、平均的な乖離を示す指標の算定を試みた。指標としては平均絶対百分率誤差 MAPE の歪度を補正し単位をもとに戻した、Swanson らの補整平均絶対百分率誤差 MAPE-R を用いた。

その結果、推計時点から 20 年後の平均的乖離は、27%程度、そのまま延長すると 50 年後は 30%を超える水準であることが示された。この平均的乖離を、平成 18 年 12 月推計の出生率中位仮定値に当てはめ、上限と下限を求めたところ、20 年後の 2025 年の TFR で上限 1.59、下限 0.88 となった。公表値における高位と低位は、それぞれ 1.52 と 1.04 であるため、この高位と低位の幅は、平均乖離の中に収まっていることになる。あくまでも、過去 12 回の推計とその後の実績値の動きから算出した指標ではあるが、50 年後の出生率が、平成 18 年推計の高位や低位を超える水準まで変動する可能性は十分に考えられることをこの結果は示している。20 世紀後半から今日にかけては、わが国は急激な少子化を経験するという特別な時期であったとの考え方もある。しかしながら、今後のさらなる 50 年を考えると、生殖医療をはじめとした科学技術がどこまで進歩するのか／しないのか、家族に関する法制度や考え方がどこまで変わるのか／変わらないのか、予測不能な部分も確かに大きい。時代に関わらず、長期的な視点と幅広い可能性を考慮した将来設計が必要だということである。

推計を利用する際には、以上のような不確実性に対する考慮が不可欠である。Duchêne and

¹ 各国の出生率仮定値については守泉理恵氏によるデータベースを活用させていただいた(守泉 2006)。

Wanner (1999)は、推計のプロセスを知らないゆえに、その不確実性の意味が十分理解できない一般利用者のために、以下のような提言を行っているので、簡単に紹介したい。

ユーザーにとって、人口の規模や、年齢構造とはいった、人口推計の結果は、他の分野別予測（退職者保険の資金調達、宅地計画、公共交通機関、財政、景気予測）のインプットとなる。その際、人口データに含まれる不確実性は、分野別予測モデルにおける人口という変数の比重に関わってくる。景気予測のように、金融や他の経済事情の影響が大きい分野にとって、人口予測の不確実性の影響は少ない一方で、地域の学校計画においては、将来人口の影響は大きいので、十分考慮されなければならない。

通常、どのシナリオ、レベルを使うかは、ユーザーに任されている。ユーザーが合理的な選択ができるためには、Robinson(1981)が提案している、(1) もっとも蓋然性の高いもの、すなわち中位仮定を使う（単純選択）、(2) より、状況が悪くなる仮定を使う（悲観的選択）、(3) 合理的な選択ができるよう、さらなる情報や経験を集める、といった指針も参考になるであろう。

複数のシナリオ選択が任されているときは、中位や悲観的な仮定のみならず、いずれのシナリオでも、自分の領域のモデルに投入してみるべきである。それによって、自身のモデルにおける人口の不確実性の影響が把握できる。不確実下における意思決定の方法論は、経済学をはじめ、地理学、物理学、医学などで様々に開発されているので、こうした方法論を参考にすることも重要であろう。

人口推計の担当者は、推計の方法論の改善や緻密化とともに、利用者の状況に合わせた推計の不確実性および限界に関する分析と情報提供に努めていくべきであろう。

分析に用いた推計

推計名	刊行年	基準年	本推計期間	参考推計期間	報告書
昭和30年3月推計	1955年	1950年	1950～1965年	1970～2015年	厚生省人口問題研究所（1955）『男女年齢別推計人口』（昭和30年3月1日推計）研究資料第110号
昭和32年5月推計	1957年	1955年	1956～1965年	1970～1975年	厚生省人口問題研究所（1959）『男女年齢別推計人口－昭和30～40年間各年10月1日－附昭和45～90年間毎5年10月1日』（昭和32年5月1日推計（増補版））研究資料第118号
昭和35年6月推計	1960年	1955年	1956～1970年	1975～2015年	厚生省人口問題研究所（1960）『男女年齢別推計人口－昭和30～45年間各年10月1日－付 昭和50～90年間毎5年10月1日』（昭和35年6月1日推計）研究資料第138号
昭和39年6月推計	1964年	1955年	1956～1975年	1980～2015年	厚生省人口問題研究所（1964）『男女年齢別将来推計人口－昭和30～50年間各年10月1日－昭和55～90年間毎5年10月1日』（昭和39年6月1日推計）研究資料第159号
昭和44年8月推計	1969年	1965年	1966～1985年	1990～2025年	厚生省人口問題研究所（1969）『全国男女年齢別将来推計人口－昭和40～60年各年10月1日－昭和65～100年毎5年10月1日』（昭和44年8月推計）研究資料第192号
昭和50年2月推計	1975年	1970年	1971～2000年	2005～2050年	厚生省人口問題研究所（1975）『日本の将来推計人口－全国男女年齢別、昭和45～125年－』（昭和50年2月推計）研究資料208号
昭和51年11月推計	1976年	1975年	1976～2050年		厚生省人口問題研究所（1976）『日本の将来推計人口－全国男女年齢別、昭和50～125年－』（昭和51年11月推計）研究資料第213号
昭和56年11月推計	1981年	1980年	1981～2080年		厚生省人口問題研究所（1982）『日本の将来推計人口－全国男女年齢別、昭和55～155年－』（昭和56年11月推計）研究資料第227号
昭和61年12月推計	1987年	1985年	1986～2025年	2026～2085年	厚生省人口問題研究所（1987）『日本の将来推計人口－昭和60～100年－』（昭和101～160年参考推計）研究資料第244号
平成3年6月推計	1991年	1990年	1991～2025年	2026～2090年	厚生省人口問題研究所（1991）『日本の将来推計人口（平成3年6月暫定推計）－平成2（1990）年～平成37（2025）年～平成37（2025）年～平成102（2090）年参考推計』
平成4年9月推計	1992年	1990年	1991～2025年	2026～2090年	厚生省人口問題研究所（1992）『日本の将来推計人口－平成3（1991）～37（2025）年－（平成38（2026）～102（2090）年参考推計）』研究資料第274号
平成9年1月推計	1997年	1995年	1996～2050年	2051～2100年	国立社会保障・人口問題研究所（1997）『日本の将来推計人口－平成8（1996）年～平成62（2050）年－（平成63（2051）年～平成112（2100）年参考推計（平成9年1月推計）』研究資料第291号
平成14年1月推計	2002年	2000年	2001～2050年	2051～2100年	国立社会保障・人口問題研究所（2002）『日本の将来推計人口－平成13（2001）年～平成62（2050）年－（平成63（2051）年～112（2100）年参考推計（平成14年1月推計）』研究資料第303号

文献

- 阿藤誠・池ノ上正子.1987.「将来人口推計の推計精度について」『人口問題研究』182号,pp.56-61.
- Campbell, Paul R. 2002. “Evaluating Forecast Error in State Population Projections Using Census 2000 Counts,” *Population Division Working Paper Series*, No. 57.
- Duchêne, Josianne and Philippe Wanner. 1999. “Uncertainty in demographic projections and its consequences for the user,” *Joint ECE-Eurostat Work Session on Demographic Projections, Working Paper*, No.41.
- 石井 太.2006.「確率推計を用いた将来人口推計の評価」『将来推計人口の手法と仮定に関する総合的研究』厚生労働科研平成 17 年度報告書,pp.75-90.
- Keilman, Nico. 1990. *Uncertainty in National Population Forecasting: Issues, Backgrounds, Analyses, Recommendations*. Amsterdam and Rockland, MA: Swets and Zeitlinger Publishers.
- Keilman, Nico. 1998. “How accurate are the United Nations' world population projections?” In Lutz, W., Vaupel, J. W. and Ahlburg, D. A. (eds.) *Frontiers of Population Forecasting*, supplement to *Population and Development Review* 24:15-41.
- Keyfitz, Nathan. 1977. *Applied Mathematical Demography*, New York, Wiley.
- Keyfitz, Nathan. 1981. “The limits of population forecasting,” *Population and Development Review*,7(4): 579-593.
- 国立社会保障・人口問題研究所.2006.「日本の将来推計人口：平成 18 年 12 月推計」
- Lutz, Wolfgang., Warren. Sanderson, and Sergei Scherbov. 1996 “Probabilistic population projections based on expert opinion,” In: Lutz, W. (eds.), *The Future Population of the World: What Can We Assume Today?*, Earthscan, London, 1996, pp. 397-428.
- 守泉理恵.2006.「将来人口推計の国際比較」『将来推計人口の手法と仮定に関する総合的研究』厚生労働科研平成 17 年度報告書,pp.45-73.
- Robinson, E.A.1981. *Statistical Reasoning and Decision Making*. Houston, TX: Goose Pond Press.
- Shaw, Chris. 1994. “Accuracy and uncertainty of the national population projections for the United Kingdom,” *Population Trends*, 77:24-32.
- Smith, Stanley K., Jeff Tayman, and David A. Swanson. 2001. *State and Local Population Projections: Methodology and Analysis*, New York: Kluwer Academic/Plenum Publishers.
- Swanson, David A., Jeff Tayman, and Charles F. Barr. 2000. “A Note on the Measurement of Accuracy for Subnational Demographic Estimates,” *Demography*,37-2:193-201.
- Tayman, Jeff and David A. Swanson. 1996. “On the Utility of Population Forecasts,” *Demography* 33:523-28.
- Tayman, Jeff, David A. Swanson, and Charles F. Barr. 1999. “In search of the ideal measure of accuracy for subnational demographic forecasts,” *Population Research and Policy Review*, 18-5:387-409.
- Willekens, Frans .J. 1990. “Demographic forecasting: State-of-the-art and research needs.” Pp.9-66 in CA Hazeu and GAB Frinking (eds.), *Emerging Issues in Demographic Research*.Amsterdam: Elsevier.
- Wilson, Tom. and Phil Rees. 2005. “Recent developments in population projection methodology: a review.” *Population, Space and Place* 11.5: 337-360.

Ⅱ. 個別研究報告（仮定に関する研究）

5 出生仮定の設定の枠組みに関する検討

金子 隆一

はじめに

現代の将来人口推計の精度向上において、もっとも困難な部分は出生率仮定の設定と言っていいだろう。なぜなら、現代において出生力は結婚や出産といった人々の行動や選択に依存して決まるからである。とりわけ20世紀の第4四半世紀に始まった先進諸国における結婚・出生行動の大きな変化は、「第二の人口転換」とも呼ばれ、歴史的で前例のない人口置き換え水準以下の出生率を現出させ、わが国においては「少子化」と呼ばれる極端な低出生率とこれに付随する社会現象を引き起こしている。こうした変化の原因は十分に解明されてはおらず、むしろその原因、結果の両方において社会システム全体を巻き込む歴史的現象に発展している。したがって、その見通しについて将来人口推計が依拠すべき科学的な理論というものは存在せず、科学的客観性を維持した仮定設定を行おうとすれば、現在までに蓄積されたデータに含まれる個々の要因の法則性や規則性を見出して、これに基づいた投影を行う以外に方法はない。とりわけ定量的な仮定が必要となる将来人口推計においては、複数の仮定か、あるいは分布をもった仮定によって幅のある人口推計を行うことが必須となる。以下では、国立社会保障・人口問題研究所（以下、社人研）の行っている将来人口推計における出生仮定設定の枠組みについて検討した結果について述べる。

1. 年齢別出生率の推計方法ー 一般化対数ガンマ分布モデル ー

社人研で行なっている将来人口推計は、国際的な標準ともいえるコーホート要因法に準拠している。コーホート要因法によって将来の人口を推計する際、各年次の出生数がある後の人口の出発点となる。したがって、正確な出生数を推計することが将来の人口を正確に見通すための基礎となる。各年次の出生数は、親となる世代の人口とりわけ女性人口に依存する。また、女性の年齢によって出生頻度は大きく異なるため年齢構成にも依存する。したがって、その年に再生産年齢(15～49歳)にある女性たちが各年齢で生んだ出生数の合計としてその年の出生数を求めることが自然である。女性たちの各年齢における出生数は、その年齢の女性人口（年間延べ人口）に対して、対応する年齢別出生率を乗じて算出することが望ましい。以下ではまず、女性の年齢別出生率の推計方法について説明する。

本推計では女性の年齢別出生率を推定するために、コーホート出生率法を用いた。これは女性の出生コーホートごとにそのライフコース上の出生過程を観察し、出生過程が完結していないコーホートについては、完結に至るまでの年齢ごとの出生率を推定する方法である。将来の各年次の年齢別出生率ならびに合計特殊出生率は、コーホート別の率を年次別の率に組み換えることによって得る。コーホート別の出生率を推計に用いるのは、それが年次別出生率に比べ、安定的に推移することが期待されるからである。たとえば、年次

別出生率は出生年齢の変動に反応して合計値（合計特殊出生率）が変動しやすいのに対し、コーホート出生率では影響を受けない³。

本推計において、コーホートの出生過程は年齢別初婚率と出生順位別の年齢別出生率によって構成される。また、個々の年齢別初婚率・出生率は、関連する行動の特徴を表す指標（パラメータ）から生成できるよう、ある種の適切な数理モデルを採用している。すなわち、コーホートの平均初婚年齢、生涯未婚率、完結出生児数、および各出生順位の平均出生年齢等をパラメータとして、一般化対数ガンマ分布モデルと呼ばれるモデルによって年齢別出生率を生成している。これにより近年のわが国の出生動向の特徴である晩婚化、晩産化、また今後見込まれる生涯未婚率の上昇、さらには離再婚の影響を含む夫婦出生力の低下などを反映したコーホート出生率を生成することが可能となっている。

一般化対数ガンマ分布モデルとは、出生順位 n 、年齢 x の出生率を $f_n(x)$ とすると、

$$f_n(x) = C_n \cdot \gamma(x; u_n, b_n, \lambda_n) \quad (1)$$

で与えられる出生順位別年齢別出生率のモデルである。ただし、

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

とする。ここで、 Γ 、 \exp はそれぞれガンマ関数、指数関数であり、 C_n 、 u_n 、 b_n および λ_n は、それぞれ出生順位 n の出生率関数のパラメータである。これはコールマクニールモデルとして知られるものの拡張形式である。なお、本推計では出生順位は第1子～第3子および第4子以上の4グループとした。また、わが国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 (ε_n) を抽出し、これによって補正を行っている。その結果、コーホートの年齢別出生率関数 $f(x)$ は、

$$f(x) = \sum_{n=1}^4 C_n \cdot \left\{ \gamma_n(x; u_n, b_n, \lambda_n) + \varepsilon_n \left(\frac{x - u_n}{b_n} \right) \right\} \quad (3)$$

として与えられる（金子 1993）。なお、この補正は累積出生関数の経験補正関数とし、新たに算出されている。この補正に関しては、本報告の附論を参照のこと。

図1に、本モデルによって生成された3つのコーホート年齢別出生率と実績値⁴⁾との比較を示した。今回入手可能であった平成17(2005)年までの実績値を用いると、(a)昭和35(1960)年生まれコーホート、(b)昭和45(1970)年生まれコーホート、および(c)昭和55(1980)年生まれコーホートに対して、それぞれ45歳、35歳、25歳までの実績出生率が得られる。

³ 丙午（ひのえうま）の年（1966年）の出生率変動などが例に挙げられる。同年、迷信による出生忌避により合計特殊出生率は前年の74%に減少したが、同時期に出産期を迎えていた女性世代のコーホート合計特殊出生率にはほとんど変動がみられなかった。

⁴ モデルの推定に用いる出生率実績値は、1月から12月の出生数に対して7月1日人口を分母としているため、10月1日人口を分母としている人口動態統計の公表数値とは異なる。

図1 コーホートの年齢別出生率(実績値とモデル値):
1960年生まれ

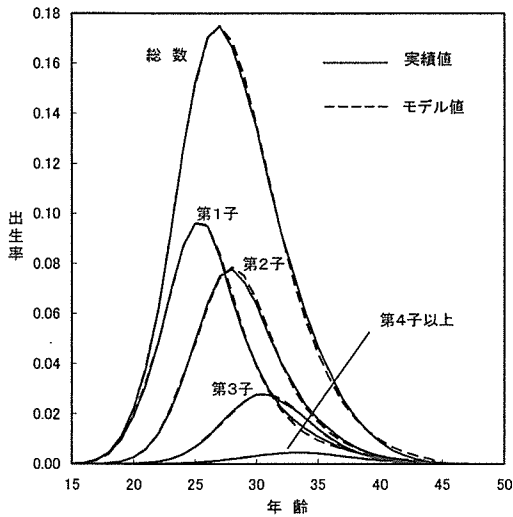


図2 コーホートの年齢別出生率(実績値とモデル値):
1970年生まれ

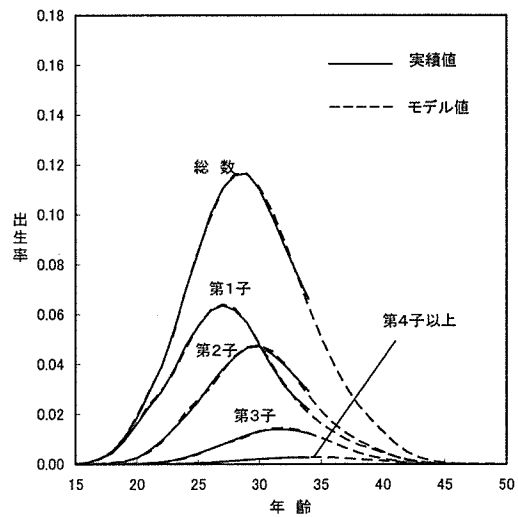
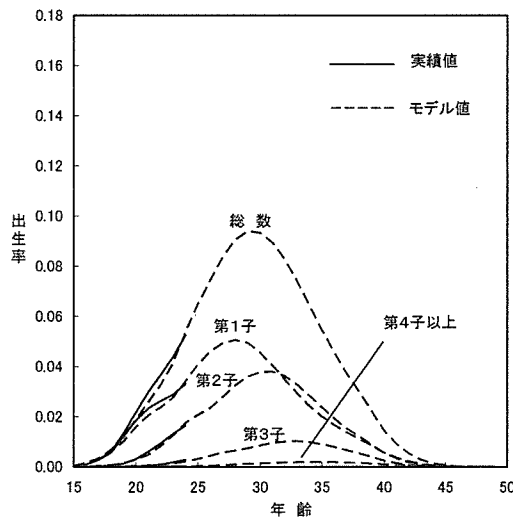


図3 コーホートの年齢別出生率(実績値とモデル値):
1980年生まれ



(a)の場合には、出生過程はほぼ終了していると考えられ、モデルによって推計すべき期間はわずかである。(b)では、まだ出生過程途上ではあるものの、モデルの実績への適合性は良好であると判断されるので、一般にみられる出生率の年齢パターンの安定性を考慮すると、今後(36歳以降)の出生履歴がモデルの推計値から大きく離れることはないと考えられる。ところが、(c)のコーホートでは、実績値が少ないため、現時点までの実績値とモデルの適合性からは年齢範囲全体にわたる適合性の善し悪しの判断はできない。実際、(a)、(b)のケースでは機械的な統計手法(最尤推定法)によってモデル値(パラメータ値)を特定することができ、またその結果は比較的安定であるが、(c)のケースではそのような方法によって求めた結果は不安定であり、多くの場合結果を一意的に特定することは難しい。当然ながら、この傾向は若くて出生率過程の短いコーホートほど著しい。そのようなコーホートの今後の出生率を推計するためには、その不安定さを補うため何らかの仮定を外生的

に与える必要がある。また、現時点で15歳に達していない年少のコーホートについては、そもそも出生率の実績が全く得られないのであるから、統計的手法によって将来値を決めることはできない。したがって、こうした年少コーホートあるいはまだ生まれていないコーホートに対してはその将来の出生過程全般にわたって仮定を設けることになる（これらの仮定設定の仕方については次節において説明する）。

さて、以上のようにして一連のコーホートの年齢別出生率が推計されれば、年次ごとの年齢別出生率はこれを年齢ごとに組み換えることによって得られる。たとえば、2005年における15～49歳の年齢別出生率は、1990年生まれコーホートの15歳の出生率、1989年生まれコーホートの16歳の出生率、…、1956年生まれコーホートの49歳の出生率をつなぎ合わせたものである。このようにして推計期間のすべての年次について年齢別出生率が得られる⁵⁾。

2. 参照コーホートと出生力要素の仮定設定

すでに述べたように、ある程度出生過程を終えたコーホートについては、出生の数理モデルを適用することにより、その全出生過程（年齢別出生率）を統計的に推定することができる。しかし、まだ出生率過程の浅いコーホートや出生実績がまったく得られないコーホートについては、統計的手法によって将来値を決めることはできず、何らかの外生的な仮定を与える必要がある。本推計では、いくつかの出生力の要素について個別に見通しを調べ、仮定値を設定する方法をとっている。その際、特定のコーホートに目標を絞って仮定値を設定し、他のコーホートについてはそのコーホートとの関連で設定を行うこととしている。本推計では、この要となるコーホートを参照コーホートと呼んでいる。本推計においては、1990年生まれの女性コーホートを参照コーホートとした。このコーホートは推計時点で満15歳であり、出生過程の入り口にあるとともに、各種出生力指標の実績データの趨勢の延長として見通せるほぼ限界に位置する。以下ではすべてこの参照コーホートに対する仮定設定の方法について説明を行う。

参照コーホートにおけるコーホート合計特殊出生率 $CTFR$ は、以下の式で表される。すなわち、

$$CTFR = (1 - \gamma) \cdot CEB \cdot \delta \quad (4)$$

ここで、 γ は生涯未婚率、すなわち年齢別初婚率の50歳時点における累積値であり、 CEB は初婚どうし夫婦の完結出生児数、すなわち妻50歳時点における平均出生児数、また、 δ は、離死別再婚ならびに婚外子のコーホート出生率に対する効果を含んだ係数であり、初婚の発生と初婚どうし夫婦の出生力をコーホート合計特殊出生率 $CTFR$ に整合的に結びつける役割を果たす。この式は、まず $1 - \gamma$ として表される妻50歳時点までに初婚する確率に初婚どうし夫婦の完結出生数を乗ずることによって、離死別再婚ならびに婚外子がまったく生じなかった場合のコーホート合計特殊出生率を求め、これに実際のそれらの効果によって補正を与えたものと見ることができる。

出生仮定は実際には出生順位別に設定されるので、上に示した参照コーホートにおける

⁵⁾ 厳密には年次 t 年の満 x 歳の年齢別出生率には、年次 $(t-x)$ 年生まれと、年次 $(t-x-1)$ 年生まれの2つのコーホートが関わるため算出方法はやや複雑である。

コーホート合計特殊出生率CTFRは、出生順位(n)別合計出生率 C_n の出生順位に関する和として、下記のように表される。すなわち、

$$CTFR = \sum_{n=1}^{k_n} C_n = (1-\gamma) \sum_{n=1}^{k_n} CEB_n \cdot \delta_n \quad (5)$$

ただし、 k_n は最高出生順位であり、本推計においては4子以上をまとめたものとした。また、 CEB_n 、および δ_n は出生順位 n に対する初婚どうし夫婦の妻50歳時の出生確率（最終的に第 n 子を生む確率）、および出生順位 n に対する離死別再婚（ならびに婚外子）の効果である。したがって、これらの要素に関する仮定値が設定できれば、参照コーホートの完結出生力である出生順位別合計出生率 C_n が求まり、前節で示した一般化対数ガンマ分布モデルの一つのパラメータが定まることになる。

これらの出生力要素のうち、初婚どうし夫婦の妻50歳時点における平均出生児数 CEB については、さらに2つの要素に分解される。すなわち、 CEB （実際の算定上では CEB_n ）は実は妻の初婚年齢に依存して決まっている。これは早く結婚した女性では完結出生児数が多く、遅く結婚した女性では少ないことを意味している（詳しくは後述）。したがって、 CEB は、初婚年齢 a の関数 $CEB^*(a)$ とみることができる。すなわち、女性の初婚年齢分布を $g(a)$ によって表せば、 $CEB^* = \int_{\alpha}^{\beta} g(a)CEB^*(a)da$ である（ただし、初婚どうし夫婦のうち

妻が50歳まで結婚を継続した場合の妻の初婚年齢分布を、一般女性の初婚年齢分布と同じと仮定しており、また $\alpha=15$ 、 $\beta=50$ としている）。ここで完結出生児数を CEB^* として表しているのは、これが初婚年齢 a の標準関数 $CEB^*(a)$ によって求まる理論値であるからである。実際に観測される夫婦の完結出生児数 CEB は、初婚年齢との関係が標準関数 $CEB^*(a)$ にしたがうなら $CEB=CEB^*$ となるが、通常は完全には一致しないはずである。したがって、新たに係数 κ を設けて、 $CEB=CEB^* \cdot \kappa$ が一般的な形式となる。したがって、参照コーホートの合計特殊出生率の算定式(4)は、あらためて、

$$CTFR = (1-\gamma)CEB^* \cdot \kappa \cdot \delta \quad (6)$$

と表される。本推計では、 CEB^* を期待完結出生児数、 κ は理論値からずれと解釈できることから結婚出生力変動係数と呼んでいる。もちろんこの式も、式(4)同様に出生順位別に分解されて、

$$CTFR = \sum_{n=1}^{k_n} C_n = (1-\gamma) \sum_{n=1}^{k_n} CEB_n^* \cdot \kappa_n \cdot \delta_n \quad (7)$$

と表れる。

これらの算定式に表される出生力要素の仮定設定の方法については、以下に順次説明を行う。なお、上述のように参照コーホートとしては1990年生まれ女性コーホートを選んだ。参照コーホートの出生率と、実績データを元に数理モデルによって得た出生率の統計的推定結果とを結ぶことによって、本推計に必要なコーホートの全出生過程（年齢別出生率）に関する仮定値が得られることになる。なお、出生率ならびに出生力要素の変化は参照コーホート以降も続く可能性が高いため、2005年出生コーホートまでは趨勢が持続するものとした。それ以降の出生コーホートは、推計時点で生まれていない世代であり、彼女らが生涯を通して経験する結婚・出生行動を現在の状況から見通すことは困難である。したが

って本推計では、2005年出生コーホート以降の出生力は、同コーホートの水準で一定に推移するものとした。

また、出生率の将来推移は不確定であることから、出生仮定については3つの仮定（中位、高位、低位）を設け、それぞれについて将来人口推計を行うこととした。これにより出生変動にともなう将来人口の変動幅に関する見通しを与えるものとしている。また、今回の推計では、出生率動向の測定の精密化を図る観点から、日本人女性に発生する結婚、ならびに出生に限定した初婚率、出生率を新たに算定し、これを対象として動向の把握を行った⁶。総人口の出生動向については、これに外国人出生との関係を加味することで推計を行った。したがって、以下に記述する結婚、出生に関する指標は、すべて日本人女性に発生する結婚、出生に関するものである。

3. 平均初婚年齢と生涯未婚率に関する仮定設定

晩婚化、非婚化といった結婚行動の変化は、1970年代半ばからの出生率低下の全過程に深く関わり、現在も進行中であるとみられる。将来の出生率に関する見通しを得る上では、結婚動向を見極めることが重要な過程となっている。実際、上に述べた参照コーホートの合計特殊出生率の算定式においても、晩婚化を測る平均初婚年齢（本稿では afm とする）は、初婚年齢分布を決定することにより、夫婦完結出生児数に影響を与え、また非婚化を測る生涯未婚率 γ も全体に影響する重要な位置を占めている。しかしながら、年齢別初婚率につ

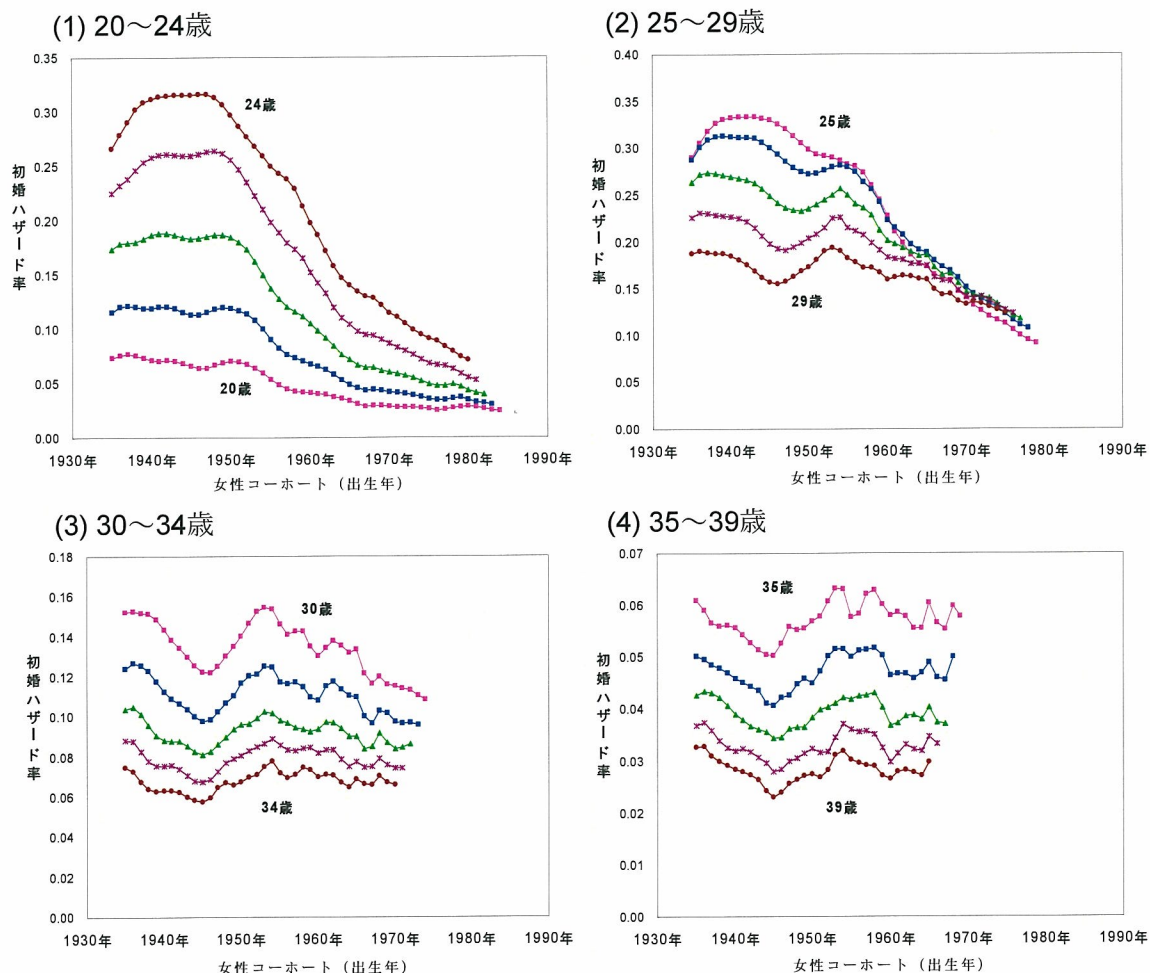
いて、一般化対数ガンマ分布モデルによる統計的推定が可能なのは、ある程度まで初婚過程を終えたコーホートに限られている。とくに参照コーホート以降の年少コーホートに至っては、未だ初婚過程に入っておらず、初婚率の実績値がまったく得られないのであるから、統計的推定を行うことはできない。こうした場合、年長コーホートですでに得られている実績値ならびに統計的推定値の時系列的趨勢を観察し、これを将来へ投影することによって仮定値を策定することになるが、上述のように結婚動向は将来の出生水準を大きく左右するため、できるだけ精度の高い仮定値を設定することが求められる。そのためには、仮定設定に対して複数の方法によるアプローチや検証を行うことが望ましいと考えられる。

本推計では、初婚のさまざまな指標について検討を行った結果、年齢別初婚ハザードの時間的变化について一定のパターンがみられることに注目した。すなわち、近年日本人女性の初婚ハザード率は20歳代で急速に低下している反面、30歳代以上ではあまり変化していない（図4）。一般に晩婚化が進行する際、若年のハザード率が下がり、後の年齢のハザード率がこれを補う形で上昇する。しかし、わが国の場合後年齢で、あたかもハザード率に上限があるかのような推移がみられる。こうした動きは、結果として生涯未婚率の動向を大きく左右する。すなわち、若年例での初婚ハザード率の低下は、後年齢での上昇が

⁶ 「人口動態統計」による出生率は日本国籍児を対象とするため、日本人女性から発生した出生児に加え、外国人女性から発生した日本国籍児数（日本人を父とする児）を含んでいる。したがって、この率は日本人・外国人の人口構成に依存する。日本人女性の出生行動を把握する観点からは日本人女性に発生した出生に限定した率を別途算出し用いる必要がある。同様に「人口動態統計」による初婚率は日本人女性の初婚以外に、日本人男性と結婚した外国人女性の件数が含まれており、日本人女性の初婚行動を把握するためには、日本人女性の初婚件数に限定した率を別途算出する必要がある。また初婚率の算出にあたっては、婚姻届出の遅れの補正を行う必要があり、本推計では別途この補正を行っている。

見られるのであれば、それは晩婚化を意味するが、後年齢での上昇が見られなければ、それは非婚化、すなわち生涯未婚率の上昇につながるのである。

図4 年齢別にみた女性コーホートの初婚ハザード率の推移(日本人女性の初婚)

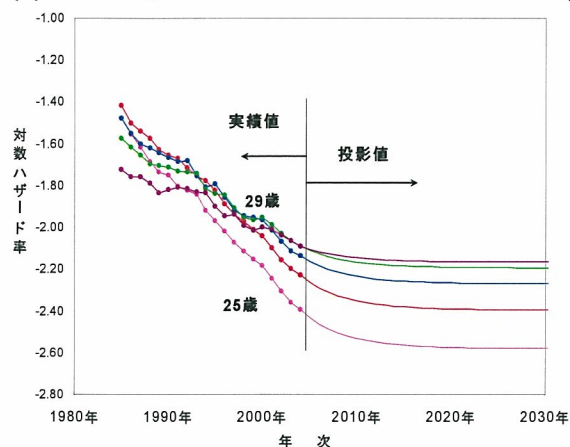


そこで将来コーホートの生涯未婚率を見通す方法として、これら年齢ごとのハザード率の年次変化を観察し、それらの趨勢に対して数理関数の当てはめによる投影を行い⁷(図5)、参照コーホートに対して得られた年齢別初婚ハザードから年齢別初婚率を再構成することによって、その生涯未婚率を推定した。

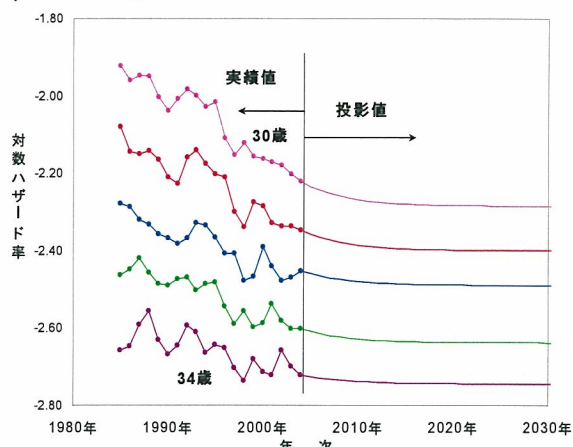
⁷ 二重指数関数を用いた。変化の少ない30歳代以降の年齢に対しては指数関数による当てはめ(対数ハザードへの直線の当てはめ)でも十分であるが、20歳代でのハザードの低下パターンをよりよく表現するためには二重指数関数が適していた。当てはめには1985年から2004年までの20年間の初婚率の実績値を用いた。

図5 年齢別にみた女性コーホート初婚ハザード率の実績(1985～2004年)と投影

(1) 25～29歳



(2) 30～34歳



このようにして求めた将来年次の年齢別初婚率を、一般化対数ガンマ分布モデルによって投影された年齢別初婚率と比較し、その整合性を確認した上で、上記で得られた参照コーホートの生涯未婚率を仮定値として採用した。その際、直近20年(1985～2004年)のハザード率の趨勢に対して、変化が参照コーホートに向けて収束するケースを中位仮定とし、ほぼ直線的に継続するケースを低位仮定とした。また、ハザード率が直近10年(1995～2004年)の平均水準に止まるケースを高位仮定として設定した。また、これらに対応する一般化対数ガンマ分布モデルの平均初婚年齢を合わせて仮定値とした。

上記の手続きによって得られたコーホートの平均初婚年齢と生涯未婚率の仮定値は、出生3仮定についてそれぞれ以下のとおりである。

(中位仮定)

コーホート別にみた女性の平均初婚年齢は昭和30(1955)年出生コーホートの24.9歳から平成2(1990)年出生コーホートの28.2歳を経て、平成17(2005)年出生コーホートで28.3歳に至り以後は変わらない。生涯未婚率は昭和30(1955)年出生コーホートの5.8%から平成2(1990)年出生コーホートの23.5%を経て、平成17(2005)年出生コーホートで23.6%に至り以後は変わらない。

(高位仮定)

コーホート別にみた女性の平均初婚年齢は平成2(1990)年出生コーホートの27.8歳まで進み、平成17(2005)年出生コーホートまでほぼ同水準で推移し以後は変わらない。生涯未婚率は平成2(1990)年出生コーホートの17.9%を経て、平成17(2005)年出生コーホートで17.1%に至り以後は変わらない。

(低位仮定)

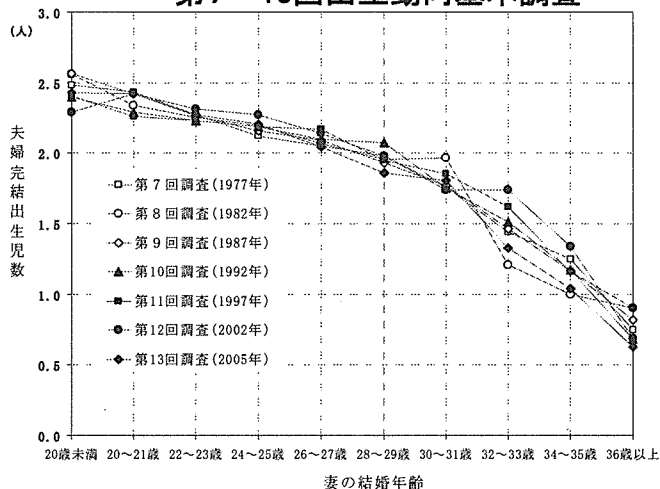
コーホート別にみた女性の平均初婚年齢は平成2(1990)年出生コーホートの28.7歳を経て、平成17(2005)年出生コーホートで28.8歳に至り以後は変わらない。生涯未婚率は平成2(1990)年出生コーホートの27.0%まで進み、平成17(2005)年出生コーホートで27.4%に至り以後は変わらない。

4. 夫婦完結出生児数の仮定設定

夫婦完結出生児数とは、一般に夫婦が最終的に生んだ子ども数を表すが、本推計では初婚どうし夫婦における妻50歳時の平均出生子ども数として定義している。夫婦完結出生児数は、夫、妻の結婚年齢によって異なる。とくに妻が若くして結婚した夫婦では完結出生児数は多く、逆に遅く結婚した夫婦では少ない。この関係は、出生動向基本調査から得られる初婚年齢別にみた妻40歳代の夫婦の平均出生子ども数(図6)から定量的に推定される⁸。こうして定式化された妻の初婚年齢による夫婦完結出生児数の回帰モデル⁹を用いると、前節において求めた将来コーホートの年齢別初婚率に対して適用することによって、各コーホートの夫婦の平均完結出生児数を推計することができる。こうすることによって、いわゆる晩婚化などの結婚年齢分布変化にもなる夫婦出生力変化を求めることができる。

しかしながら、調査によれば近年夫婦の子どもの産み方には変化がみられ、とくに1960年生まれ以降の世代では、実際に計測される完結出生児数が妻の初婚年齢から期待される完結出生児数より少なくなっている(図7)。60年代以降に生まれたコーホートはまだ出生過程の完結に至っていないが、途中経過をみるかぎり先行のコーホートより水準が低下しており、完結出生児数にも影響が及ぶものと考えられる。したがって、夫婦出生力の将来仮定値については、結婚年齢変化だけでなく結婚後の出生力変化を捉える必要がある。

図6 妻の結婚年齢別、夫婦完結出生児数
第7～13回出生動向基本調査

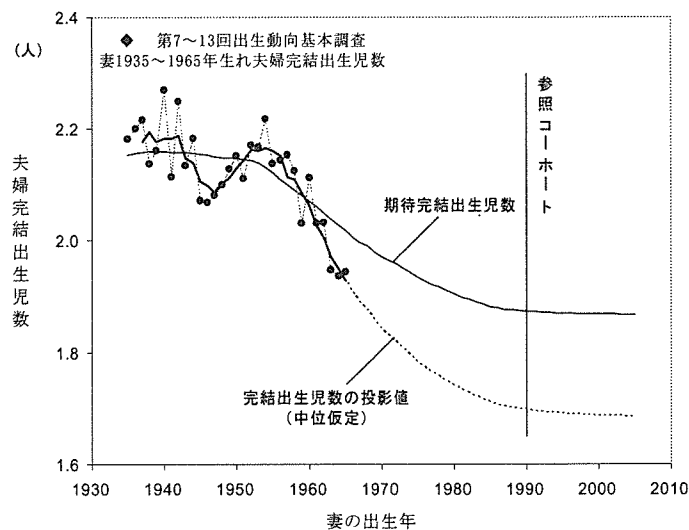


出生動向基本調査による初婚どうし夫婦を対象とする。ここで夫婦完結出生児数は妻40-49歳(第7回調査のみ40-44歳)の夫婦の平均出生子ども数を表す。

⁸ 実際には、妻の初婚年齢と出生順位ごとの出生頻度を求め、出生確率を推定する。

⁹ ロジスティック回帰モデルによる。本モデルについては、金子隆一『人口問題研究』第60巻1号(平成16年3月)pp. 4-35 参照。

図7 妻の出生年別にみた夫婦完結出生児数の実測値、期待値および投影値



本推計においては、こうした結婚後の行動変化にともなう出生力変化を期待夫婦完結出生児数に対する係数で表現し、結婚出生力変動係数 κ と呼んでいる。すなわち、夫婦完結出生児数は、期待夫婦完結出生児数と結婚出生力変動係数の積として表される。したがって、その将来仮定値はそれぞれの要素の投影の結果として求まる。

まず期待夫婦完結出生児数は、上記のモデルとあらかじめ推定された女性コーホートの初婚年齢分布（前節参照）を用いて投影を行う。これより参照コーホートの初婚年齢分布にもとづく期待夫婦完結出生児数 CEB^* は、中位1.87人、高位1.91人、低位1.82人と推定された。

つぎに、結婚出生力変動係数 κ の投影は、出生動向基本調査から求まる妻1935-65年生まれコーホートの夫婦出生順位別完結出生確率の推移に関数を当てはめることによって行った。ただし、高位仮定については、参照コーホートにおいて従来の水準¹⁰に戻るものと想定し、結婚出生力変動係数が参照コーホートにおいて1.0に復帰するものとした。中位仮定、低位仮定においては妻1953-65年の実測値の趨勢を用い、指数関数を当てはめて、低下傾向が減衰する推移を中位仮定とし、参照コーホートに向かってほぼ直線的に低下する推移を低位仮定とした。その結果、参照コーホートにおける結婚出生力変動係数 κ の値は、中位仮定で0.906、高位仮定で1.000、低位仮定で0.838 となった。

以上の結果得られた将来の夫婦出生力に関する仮定値は、前節において記述した初婚年齢分布変化の3仮定に対応して、それぞれ以下のとおりである。

(中位仮定)

期待完結出生児数は、昭和30(1955)年出生コーホートの実績値2.12人から、中位として仮定された初婚年齢分布の変化によって順次低下し、参照コーホートである平成2(1990)年出生コーホートの1.87人に至り、平成17(2005)年出生コーホートまでほぼ同水準で推移するが、以降は1.87人で変わらない。一方、夫婦の出生行動の変化を示す結婚出生力変動

¹⁰ 本推計では、妻1935～54年生まれコーホート

係数は、妻昭和10(1935)～29(1954)年出生コーホートの夫婦を基準(1.0)として以後低下し、参照コーホートの0.906を経て、平成17(2005)年出生コーホートで0.902に至り以後は変わらない。これらの積により求まる夫婦完結出生児数は、昭和30(1955)年出生コーホートの実績値2.16人から、参照コーホートである平成2(1990)年出生コーホートの1.70人を経て、平成17(2005)年出生コーホートで1.69人まで低下し、以後は変わらない。

(高位仮定)

期待完結出生児数は、高位として仮定された初婚年齢分布の変化によって参照コーホートの1.91人を経て、平成17(2005)年出生コーホートまでほぼ同水準で推移するが、以降は1.91人で変わらない。一方、結婚出生力変動係数は、妻が昭和10(1935)～29(1954)年出生コーホートを基準(1.0)として以後一旦低下するが、参照コーホートまでに再び1.0に回復して以後は変わらない。これらの積により求まる夫婦完結出生児数は、参照コーホートの1.91人を経て、平成17(2005)年出生コーホートまでほぼ同水準を維持し、以後は1.91人で変わらない。

(低位仮定)

期待完結出生児数は、低位として仮定された初婚年齢分布の変化によって参照コーホートの1.82人を経て、平成17(2005)年出生コーホートの1.81人まで低下し、以降は変わらない。一方、結婚出生力変動係数は、妻昭和10(1935)～29(1954)年出生コーホートの夫婦を基準(1.0)として以後低下し、参照コーホートの0.838を経て、平成17(2005)年出生コーホートで0.825に至り以後は変わらない。これらの積により求まる夫婦完結出生児数は、参照コーホートの1.52人を経て、平成17(2005)年出生コーホートの1.49人まで低下し、以後はで変わらない。

4. 離死別再婚効果の仮定設定

本将来人口推計では上記のように結婚行動と結婚後の夫婦出生行動に関する見通しから、将来の一般女性の出生率(合計特殊出生率)の仮定設定を行っている。その元となる結婚動向の実績は、人口動態統計から推定を行い、また夫婦出生力の実績は全国標本調査(出生動向基本調査)から測定を行っていることはすでに述べた通りである。ただし、後者について、離死別者の出生力については直接推計に用いるのに十分な測定の信頼性の得られる標本数を確保することが難しく、離死別者(および再婚者)を含んだ既婚女性の出生力を得るためには、初婚どうし夫婦の出生力を基礎として、これに離死別の効果を表す係数を乗じて推定している。これが離死別再婚効果係数 δ (出生順位 n 別には δ_n)である。

これまでこの離死別再婚効果は比較的安定的ではあったが、それは本来決して固定のものではなく、離死別の動向によって左右される。とりわけ1990年代以降、離別の急速な増加が見られ、仮に初婚どうし夫婦の出生力が一定であったとしても、既婚女性の平均の出生力は確実に低下しており、離死別再婚効果係数も今後低下をして行くものと見られる。一方で、再生産年齢層(出生の起こりうる年齢層)における死別は長期低下傾向にあり、近年係数に対する影響は比較的小さい(ただし離別とは異なる方向の影響を持つ)。

この離別の動向の出生力に対する影響の見通しを策定するにあたっては、言うまでもなく離婚行動の把握が必須であり、その指標として、また離別、死別者の出生力に関する諸指標の算定の基礎として、離別と死別等を分けたできるだけ詳細な人口統計の必要性が増している。これについては、2005年に実施された第13回出生動向基本調査において、夫婦