

表3-2. 多相生命表上の有配偶人口(Lx)への離婚及び離別再婚の影響：1945年生まれ

1945年	実測値	離婚の影響		再婚の影響		離婚および 離別再婚の 差 (5)-(4)	離別の影響 (4)の累積値	再婚の影響 (5)の累積値	離婚および 離別再婚の 効果 (9)-(8)
		離婚がなかつ た場合の有配 偶人口	(3)-(2)	再婚者の有配 偶人口	(2)-(5)				
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
15	19	19							
16	75	76							
17	296	298	1			- 1	1		- 1
18	1 024	1 030	6			- 6	7		- 7
19	2 907	2 929	22	2	2 906	- 20	29	2	- 27
20	7 217	7 281	64	8	7 209	- 55	93	10	- 83
21	14 841	14 996	154	29	14 813	- 126	247	39	- 208
22	26 144	26 453	309	80	26 064	- 229	557	119	- 438
23	40 425	40 948	523	185	40 239	- 338	1 080	304	- 776
24	55 170	55 948	778	368	54 803	- 410	1 858	672	- 1 186
25	67 680	68 750	1 070	626	67 054	- 444	2 928	1 298	- 1 630
26	76 507	77 872	1 365	952	75 554	- 413	4 293	2 250	- 2 043
27	81 936	83 555	1 620	1 335	80 601	- 285	5 913	3 585	- 2 328
28	85 129	86 953	1 824	1 753	83 375	- 71	7 737	5 338	- 2 399
29	87 097	89 079	1 982	2 204	84 893	222	9 718	7 542	- 2 177
30	88 354	90 477	2 123	2 661	85 693	537	11 842	10 203	- 1 639
31	89 128	91 427	2 298	3 074	86 055	775	14 140	13 276	- 864
32	89 596	92 101	2 505	3 448	86 148	943	16 645	16 724	78
33	89 854	92 579	2 726	3 802	86 052	1 076	19 371	20 525	1 155
34	89 967	92 921	2 955	4 129	85 838	1 174	22 326	24 654	2 329
35	89 976	93 171	3 195	4 432	85 544	1 237	25 521	29 086	3 566
36	89 889	93 352	3 462	4 711	85 178	1 249	28 983	33 798	4 815
37	89 727	93 464	3 737	4 975	84 752	1 239	32 720	38 773	6 054
38	89 502	93 515	4 013	5 221	84 282	1 208	36 732	43 994	7 262
39	89 228	93 518	4 290	5 448	83 780	1 158	41 022	49 442	8 420
40	88 892	93 474	4 582	5 663	83 229	1 081	45 604	55 105	9 501
41	88 524	93 400	4 876	5 869	82 655	993	50 480	60 973	10 494
42	88 176	93 306	5 130	6 072	82 103	942	55 610	67 046	11 436
43	87 839	93 186	5 347	6 273	81 567	926	60 957	73 318	12 361
44	87 515	93 042	5 527	6 468	81 047	941	66 484	79 786	13 302
45	87 198	92 878	5 680	6 660	80 538	980	72 164	86 446	14 282
46	86 870	92 690	5 820	6 850	80 020	1 029	77 984	93 296	15 311
47	86 526	92 477	5 951	7 034	79 492	1 083	83 935	100 330	16 395
48	86 153	92 234	6 081	7 207	78 946	1 126	90 016	107 537	17 520
49	85 746	91 957	6 211	7 367	78 379	1 156	96 227	114 904	18 676

表3-3. 多相生命表上の有配偶人口(Lx)への離婚及び離別再婚の影響：1955年生まれ

1955年	実測値	離婚の影響		再婚の影響		離婚および 離別再婚の 差 (5)-(4)	離別の影響 (4)の累積値	再婚の影響 (5)の累積値	離婚および 離別再婚の 効果 (9)-(8)
		離婚がなかつ た場合の有配 偶人口	(3)-(2)	再婚者の有配 偶人口	(2)-(5)				
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
15	14	14							
16	93	93							
17	365	367	1			- 1	1		- 1
18	1 124	1 133	9			- 9	10		- 10
19	2 867	2 902	35	4	2 863	- 31	45	4	- 41
20	6 653	6 745	92	19	6 634	- 73	137	24	- 113
21	13 486	13 688	202	57	13 429	- 145	339	81	- 258
22	23 320	23 701	381	136	23 184	- 245	720	217	- 503
23	35 344	35 971	627	279	35 065	- 347	1 347	497	- 850
24	47 970	48 882	912	506	47 464	- 406	2 258	1 003	- 1 256
25	59 278	60 500	1 222	810	58 467	- 412	3 480	1 813	- 1 667
26	68 115	69 668	1 554	1 182	66 933	- 372	5 034	2 995	- 2 039
27	74 314	76 204	1 891	1 608	72 706	- 283	6 924	4 603	- 2 322
28	78 505	80 718	2 213	2 064	76 441	- 149	9 137	6 666	- 2 471
29	81 385	83 899	2 514	2 531	78 854	17	11 651	9 197	- 2 454
30	83 301	86 104	2 803	2 991	80 309	188	14 454	12 189	- 2 266
31	84 544	87 631	3 086	3 440	81 104	354	17 541	15 629	- 1 912
32	85 361	88 720	3 359	3 882	81 480	523	20 900	19 511	- 1 389
33	85 927	89 538	3 611	4 313	81 615	702	24 510	23 824	- 687
34	86 331	90 172	3 841	4 727	81 604	886	28 352	28 551	199
35	86 594	90 849	4 054	5 110	81 484	1 056	32 406	33 661	1 255
36	86 732	91 008	4 276	5 459	81 273	1 183	36 682	39 120	2 439
37	86 750	91 271	4 521	5 780	80 970	1 259	41 203	44 900	3 698
38	86 669	91 455	4 786	6 076	80 594	1 290	45 988	50 976	4 988
39	86 524	91 583	5 059	6 347	80 177	1 288	51 047	57 324	6 276
40	86 313	91 655	5 342	6 595	79 718	1 253	56 389	63 918	7 529
41	86 030	91 674	5 644	6 826	79 204	1 182	62 033	70 744	8 712
42	85 695	91 656	5 962	7 045	78 650	1 083	67 994	77 789	9 795
43	85 315	91 608	6 293	7 256	78 059	963	74 287	85 045	10 758
44	84 895	91 525	6 630	7 460	77 435	830	80 917	92 505	11 588
45	84 443	91 413	6 969	7 651	76 792	682	87 886	100 156	12 269
46									
47									
48									
49									

表3-4. 多相生命表上の有配偶人口(Lx)への離婚及び離別再婚の影響：1960年生まれ

1960年	実測値	離婚の影響		再婚の影響		離婚および 離別再婚の 差 (5)-(4)	離別の影響 再婚の影響		離婚および 離別再婚の 効果 (9)-(8)
		離婚がなかつ た場合の有配 偶人口	(3)-(2)	再婚者の有配 偶人口	(2)-(5)		(4)の累積値	(5)の累積値	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
15	11	11							
16	102	102							
17	393	396	2						
18	1 107	1 121	14	1	1 106	- 2	3		- 3
19	2 641	2 685	44	7	2 634	- 13	17	1	- 15
20	5 606	5 714	109	23	5 582	- 37	61	8	- 52
21	10 540	10 771	232	59	10 480	- 86	170	32	- 138
22	17 750	18 167	417	134	17 616	- 173	401	91	- 311
23	27 421	28 088	667	262	27 160	- 283	818	225	- 593
24	38 741	39 724	983	454	38 287	- 405	1 485	486	- 998
25	50 072	51 420	1 347	714	49 359	- 529	2 467	941	- 1 527
26	59 833	61 568	1 735	1 050	58 782	- 634	3 815	1 654	- 2 161
27	67 103	69 238	2 136	1 460	65 642	- 685	5 550	2 705	- 2 845
28	72 250	74 769	2 518	1 926	70 324	- 675	7 686	4 165	- 3 521
29	75 933	78 792	2 859	2 431	73 502	- 592	10 204	6 092	- 4 113
30	78 475	81 632	3 158	2 960	75 515	- 427	13 063	8 523	- 4 540
31	80 209	83 640	3 430	3 490	76 719	- 198	16 221	11 483	- 4 738
32	81 414	85 125	3 711	3 999	77 415	60	19 651	14 973	- 4 678
33	82 262	86 273	4 011	4 483	77 779	288	23 362	18 972	- 4 390
34	82 858	87 183	4 325	4 938	77 920	472	27 373	23 455	- 3 918
35	83 243	87 886	4 643	5 365	77 878	613	31 699	28 394	- 3 305
36	83 442	88 420	4 978	5 769	77 673	722	36 341	33 758	- 2 583
37	83 477	88 820	5 343	6 144	77 333	792	41 319	39 528	- 1 791
38	83 380	89 116	5 736	6 484	76 896	800	46 662	45 671	- 991
39	83 178	89 339	6 161	6 796	76 383	747	52 398	52 155	- 243
40	82 895	89 491	6 595	7 084	75 811	635	58 559	58 951	392
41						489	65 154	66 035	880
42									
43									
44									
45									
46									
47									
48									
49									

表3-5. 多相生命表上の有配偶人口(Lx)への離婚及び離別再婚の影響：1965年生まれ

1965年	実測値	離婚の影響		再婚の影響		離婚および 離別再婚の 差 (5)-(4)	離別の影響 再婚の影響		離婚および 離別再婚の 効果 (9)-(8)
		離婚がなかつ た場合の有配 偶人口	(3)-(2)	再婚者の有配 偶人口	(2)-(5)		(4)の累積値	(5)の累積値	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
15	15	15							
16	122	122							
17	431	435	4						
18	1 117	1 137	21	2	1 115	- 4	4		- 4
19	2 552	2 616	64	9	2 543	- 19	25	2	- 23
20	5 103	5 258	155	27	5 076	- 55	89	11	- 78
21	9 024	9 334	310	67	8 956	- 127	244	38	- 205
22	14 639	15 170	531	147	14 492	- 242	554	106	- 448
23	22 071	22 883	812	281	21 790	- 384	1 085	253	- 832
24	31 169	32 329	1 161	485	30 683	- 530	1 896	534	- 1 362
25	40 892	42 456	1 564	768	40 124	- 676	3 057	1 019	- 2 038
26	49 906	51 898	1 991	1 139	48 768	- 796	4 621	1 787	- 2 834
27	57 472	59 914	2 442	1 587	55 884	- 853	6 613	2 926	- 3 687
28	63 365	66 251	2 886	2 096	61 268	- 855	9 055	4 513	- 4 542
29	67 878	71 200	3 323	2 655	65 222	- 790	11 941	6 610	- 5 331
30	71 169	74 936	3 767	3 243	67 925	- 668	15 264	9 265	- 5 999
31	73 450	77 666	4 216	3 838	69 612	- 524	19 031	12 508	- 6 523
32	75 020	79 702	4 682	4 422	70 598	- 378	23 247	16 346	- 6 901
33	76 081	81 242	5 161	4 991	71 090	- 261	27 929	20 768	- 7 161
34	76 774	82 444	5 670	5 550	71 224	- 169	33 090	25 759	- 7 331
35	77 298	83 492	6 194	6 084	71 124	- 121	38 760	31 309	- 7 451
36						- 110	44 954	37 393	- 7 561
37									
38									
39									
40									
41									
42									
43									
44									
45									
46									
47									
48									
49									

表4-1. 多相生命表上の出生率に対する離婚及び離別再婚の影響：1935年生まれ

1935年	実測値	離婚の影響		再婚の影響		離婚および 離別再婚の 差 (5)-(4)	離別の影響 (4)の累積値	再婚の影響 (5)の累積値	離婚および 離別再婚の 効果 (9)-(8)
		離婚がなかつ た場合の有配 偶人口	(3)-(2)	再婚者の有 配偶人口	(2)-(5)				
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
15	0.0003	0.0003	0.0000	0.0000	0.0003	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
16	0.0011	0.0011	0.0000	0.0000	0.0011	-0.0000	0.0000	0.0000	-0.0000
17	0.0038	0.0038	0.0001	0.0000	0.0038	-0.0001	0.0001	0.0000	-0.0001
18	0.0094	0.0096	0.0002	0.0000	0.0094	-0.0002	0.0002	0.0000	-0.0002
19	0.0202	0.0206	0.0004	0.0001	0.0202	-0.0003	0.0006	0.0001	-0.0005
20	0.0403	0.0411	0.0007	0.0002	0.0402	-0.0006	0.0013	0.0002	-0.0011
21	0.0682	0.0695	0.0012	0.0003	0.0679	-0.0009	0.0026	0.0006	-0.0020
22	0.0985	0.1003	0.0018	0.0006	0.0979	-0.0012	0.0043	0.0011	-0.0032
23	0.1485	0.1512	0.0027	0.0011	0.1473	-0.0015	0.0070	0.0023	-0.0047
24	0.1790	0.1822	0.0032	0.0017	0.1772	-0.0015	0.0103	0.0040	-0.0063
25	0.1984	0.2021	0.0037	0.0023	0.1961	-0.0014	0.0140	0.0063	-0.0076
26	0.2010	0.2049	0.0039	0.0029	0.1982	-0.0010	0.0178	0.0092	-0.0086
27	0.1939	0.1977	0.0039	0.0034	0.1905	-0.0005	0.0217	0.0126	-0.0091
28	0.1783	0.1820	0.0036	0.0037	0.1746	0.0001	0.0254	0.0163	-0.0091
29	0.1553	0.1586	0.0033	0.0038	0.1515	0.0005	0.0286	0.0201	-0.0085
30	0.1350	0.1380	0.0029	0.0038	0.1313	0.0008	0.0316	0.0239	-0.0077
31	0.0748	0.0765	0.0017	0.0023	0.0724	0.0006	0.0333	0.0262	-0.0071
32	0.0858	0.0878	0.0020	0.0029	0.0829	0.0009	0.0353	0.0291	-0.0062
33	0.0640	0.0656	0.0016	0.0024	0.0616	0.0007	0.0369	0.0315	-0.0054
34	0.0477	0.0490	0.0013	0.0019	0.0458	0.0006	0.0382	0.0334	-0.0048
35	0.0344	0.0353	0.0010	0.0014	0.0329	0.0005	0.0392	0.0348	-0.0043
36	0.0247	0.0254	0.0007	0.0011	0.0236	0.0004	0.0399	0.0359	-0.0040
37	0.0166	0.0171	0.0005	0.0008	0.0158	0.0003	0.0404	0.0367	-0.0037
38	0.0119	0.0123	0.0004	0.0006	0.0113	0.0002	0.0408	0.0373	-0.0035
39	0.0074	0.0076	0.0002	0.0004	0.0070	0.0001	0.0410	0.0377	-0.0033
40	0.0044	0.0046	0.0002	0.0002	0.0042	0.0001	0.0412	0.0379	-0.0033
41	0.0026	0.0027	0.0001	0.0001	0.0025	0.0000	0.0412	0.0380	-0.0032
42	0.0016	0.0016	0.0001	0.0001	0.0015	0.0000	0.0413	0.0381	-0.0032
43	0.0009	0.0009	0.0000	0.0001	0.0008	0.0000	0.0413	0.0382	-0.0032
44	0.0004	0.0004	0.0000	0.0000	0.0004	0.0000	0.0414	0.0382	-0.0032
45	0.0002	0.0002	0.0000	0.0000	0.0002	0.0000	0.0414	0.0382	-0.0032
46	0.0001	0.0001	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0414	0.0382	-0.0031
47	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0414	0.0382	-0.0031
48	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0414	0.0382	-0.0031
49	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0414	0.0382	-0.0031

表4-2. 多相生命表上の出生率に対する離婚及び離別再婚の影響：1945年生まれ

1945年	実測値	離婚の影響		再婚の影響		離婚および 離別再婚の 差 (5)-(4)	離別の影響 (4)の累積値	再婚の影響 (5)の累積値	離婚および 離別再婚の 効果 (9)-(8)
		離婚がなかつ た場合の有配 偶人口	(3)-(2)	再婚者の有 配偶人口	(2)-(5)				
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
15	0.0001	0.0001	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
16	0.0004	0.0004	0.0000	0.0000	0.0004	-0.0000	0.0000	0.0000	-0.0000
17	0.0016	0.0016	0.0000	0.0000	0.0016	-0.0000	0.0000	0.0000	-0.0000
18	0.0054	0.0055	0.0000	0.0000	0.0054	-0.0000	0.0000	0.0000	-0.0000
19	0.0141	0.0142	0.0001	0.0000	0.0141	-0.0001	0.0001	0.0000	-0.0001
20	0.0325	0.0328	0.0003	0.0000	0.0325	-0.0002	0.0004	0.0000	-0.0004
21	0.0511	0.0516	0.0005	0.0001	0.0510	-0.0004	0.0010	0.0001	-0.0008
22	0.1081	0.1094	0.0013	0.0003	0.1078	-0.0009	0.0022	0.0005	-0.0018
23	0.1590	0.1610	0.0021	0.0007	0.1582	-0.0013	0.0043	0.0012	-0.0031
24	0.2089	0.2119	0.0029	0.0014	0.2076	-0.0016	0.0072	0.0026	-0.0046
25	0.2389	0.2426	0.0038	0.0022	0.2366	-0.0016	0.0110	0.0048	-0.0062
26	0.2469	0.2514	0.0044	0.0031	0.2439	-0.0013	0.0154	0.0079	-0.0076
27	0.2321	0.2367	0.0046	0.0038	0.2283	-0.0008	0.0200	0.0117	-0.0084
28	0.2054	0.2098	0.0044	0.0042	0.2012	-0.0002	0.0244	0.0159	-0.0085
29	0.1643	0.1680	0.0037	0.0042	0.1601	0.0004	0.0282	0.0200	-0.0081
30	0.1190	0.1218	0.0029	0.0036	0.1154	0.0007	0.0310	0.0236	-0.0074
31	0.0872	0.0894	0.0022	0.0030	0.0842	0.0008	0.0333	0.0266	-0.0066
32	0.0650	0.0668	0.0018	0.0025	0.0625	0.0007	0.0351	0.0291	-0.0059
33	0.0483	0.0498	0.0015	0.0020	0.0463	0.0006	0.0365	0.0312	-0.0054
34	0.0346	0.0357	0.0011	0.0016	0.0330	0.0005	0.0377	0.0328	-0.0049
35	0.0245	0.0254	0.0009	0.0012	0.0233	0.0003	0.0386	0.0340	-0.0046
36	0.0182	0.0189	0.0007	0.0010	0.0173	0.0003	0.0393	0.0349	-0.0043
37	0.0129	0.0134	0.0005	0.0007	0.0122	0.0002	0.0398	0.0356	-0.0041
38	0.0096	0.0100	0.0004	0.0006	0.0090	0.0001	0.0402	0.0362	-0.0040
39	0.0066	0.0069	0.0003	0.0004	0.0062	0.0001	0.0405	0.0366	-0.0039
40	0.0042	0.0045	0.0002	0.0003	0.0040	0.0001	0.0408	0.0369	-0.0039
41	0.0027	0.0028	0.0001	0.0002	0.0025	0.0000	0.0409	0.0371	-0.0038
42	0.0015	0.0016	0.0001	0.0001	0.0014	0.0000	0.0410	0.0372	-0.0038
43	0.0009	0.0010	0.0001	0.0001	0.0008	0.0000	0.0410	0.0372	-0.0038
44	0.0004	0.0004	0.0000	0.0000	0.0004	0.0000	0.0411	0.0373	-0.0038
45	0.0002	0.0002	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0411	0.0373	-0.0038
46	0.0001	0.0001	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0411	0.0373	-0.0038
47	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0411	0.0373	-0.0038
48	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0411	0.0373	-0.0038
49	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0411	0.0373	-0.0038

表4-3. 多相生命表上の出生率に対する離婚及び離別再婚の影響：1955年生まれ

1955年	実測値	離婚の影響		再婚の影響		離婚および 離別再婚の 差 (5)-(4)	離別の影響 (4)の累積値	再婚の影響 (5)の累積値	離婚および 離別再婚の 効果 (9)-(8)
		離婚がなかつ た場合の有 配偶人口	(3)-(2)	再婚者の有 配偶人口	(2)-(5)				
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
15	0.0001	0.0001	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
16	0.0003	0.0003	0.0000	0.0000	0.0003	-0.0000	0.0000	0.0000	-0.0000
17	0.0018	0.0018	0.0000	0.0000	0.0018	-0.0000	0.0000	0.0000	-0.0000
18	0.0058	0.0059	0.0000	0.0000	0.0058	-0.0000	0.0001	0.0000	-0.0001
19	0.0144	0.0145	0.0002	0.0000	0.0143	-0.0002	0.0002	0.0000	-0.0002
20	0.0280	0.0284	0.0004	0.0001	0.0279	-0.0003	0.0006	0.0001	-0.0005
21	0.0496	0.0504	0.0007	0.0002	0.0494	-0.0005	0.0014	0.0003	-0.0010
22	0.0781	0.0794	0.0013	0.0005	0.0777	-0.0008	0.0026	0.0008	-0.0019
23	0.1179	0.1200	0.0021	0.0009	0.1169	-0.0012	0.0047	0.0017	-0.0030
24	0.1581	0.1611	0.0030	0.0017	0.1564	-0.0013	0.0077	0.0034	-0.0044
25	0.1856	0.1895	0.0038	0.0025	0.1831	-0.0013	0.0116	0.0059	-0.0056
26	0.1987	0.2033	0.0045	0.0034	0.1953	-0.0011	0.0161	0.0094	-0.0067
27	0.1983	0.2034	0.0050	0.0043	0.1941	-0.0008	0.0211	0.0136	-0.0075
28	0.1863	0.1915	0.0053	0.0049	0.1814	-0.0004	0.0264	0.0185	-0.0078
29	0.1670	0.1721	0.0052	0.0052	0.1618	0.0000	0.0315	0.0237	-0.0078
30	0.1382	0.1429	0.0047	0.0050	0.1333	0.0003	0.0362	0.0287	-0.0075
31	0.1098	0.1138	0.0040	0.0045	0.1053	0.0005	0.0402	0.0332	-0.0070
32	0.0874	0.0908	0.0034	0.0040	0.0834	0.0005	0.0436	0.0371	-0.0065
33	0.0690	0.0719	0.0029	0.0035	0.0656	0.0006	0.0465	0.0406	-0.0059
34	0.0516	0.0539	0.0023	0.0028	0.0488	0.0005	0.0488	0.0434	-0.0054
35	0.0392	0.0411	0.0018	0.0023	0.0369	0.0005	0.0507	0.0458	-0.0049
36	0.0291	0.0305	0.0014	0.0018	0.0272	0.0004	0.0521	0.0476	-0.0045
37	0.0209	0.0220	0.0011	0.0014	0.0195	0.0003	0.0532	0.0490	-0.0042
38	0.0143	0.0151	0.0008	0.0010	0.0133	0.0002	0.0540	0.0500	-0.0040
39	0.0107	0.0113	0.0006	0.0008	0.0099	0.0002	0.0546	0.0508	-0.0039
40	0.0067	0.0071	0.0004	0.0005	0.0062	0.0001	0.0550	0.0513	-0.0038
41	0.0042	0.0045	0.0003	0.0003	0.0039	0.0001	0.0553	0.0516	-0.0037
42	0.0024	0.0026	0.0002	0.0002	0.0022	0.0000	0.0555	0.0518	-0.0037
43	0.0014	0.0015	0.0001	0.0001	0.0012	0.0000	0.0556	0.0519	-0.0037
44	0.0007	0.0007	0.0001	0.0001	0.0006	0.0000	0.0556	0.0520	-0.0036
45	0.0003	0.0003	0.0000	0.0000	0.0003	0.0000	0.0556	0.0520	-0.0036
46									
47									
48									
49									

表4-4. 多相生命表上の出生率に対する離婚及び離別再婚の影響：1960年生まれ

1960年	実測値	離婚の影響		再婚の影響		離婚および 離別再婚の 差 (5)-(4)	離別の影響 (4)の累積値	再婚の影響 (5)の累積値	離婚および 離別再婚の 効果 (9)-(8)
		離婚がなかつ た場合の有 配偶人口	(3)-(2)	再婚者の有 配偶人口	(2)-(5)				
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
15	0.0001	0.0001	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
16	0.0004	0.0004	0.0000	0.0000	0.0004	-0.0000	0.0000	0.0000	-0.0000
17	0.0017	0.0017	0.0000	0.0000	0.0017	-0.0000	0.0000	0.0000	-0.0000
18	0.0044	0.0045	0.0001	0.0000	0.0044	-0.0001	0.0001	0.0000	-0.0001
19	0.0107	0.0108	0.0002	0.0000	0.0106	-0.0001	0.0002	0.0000	-0.0002
20	0.0217	0.0222	0.0004	0.0001	0.0217	-0.0003	0.0007	0.0001	-0.0005
21	0.0386	0.0395	0.0008	0.0002	0.0384	-0.0006	0.0015	0.0003	-0.0012
22	0.0622	0.0636	0.0015	0.0005	0.0617	-0.0010	0.0030	0.0008	-0.0022
23	0.0942	0.0965	0.0023	0.0009	0.0933	-0.0014	0.0053	0.0017	-0.0036
24	0.1316	0.1349	0.0033	0.0015	0.1300	-0.0018	0.0086	0.0033	-0.0054
25	0.1584	0.1627	0.0043	0.0023	0.1562	-0.0020	0.0129	0.0055	-0.0074
26	0.1751	0.1802	0.0051	0.0031	0.1720	-0.0020	0.0179	0.0086	-0.0094
27	0.1796	0.1853	0.0057	0.0039	0.1757	-0.0018	0.0237	0.0125	-0.0112
28	0.1732	0.1792	0.0060	0.0046	0.1686	-0.0014	0.0297	0.0171	-0.0126
29	0.1529	0.1587	0.0058	0.0049	0.1480	-0.0009	0.0355	0.0220	-0.0134
30	0.1357	0.1412	0.0055	0.0051	0.1306	-0.0003	0.0409	0.0271	-0.0138
31	0.1142	0.1191	0.0049	0.0050	0.1092	0.0001	0.0458	0.0321	-0.0137
32	0.0935	0.0978	0.0043	0.0046	0.0889	0.0003	0.0501	0.0367	-0.0134
33	0.0748	0.0784	0.0036	0.0041	0.0707	0.0004	0.0537	0.0408	-0.0129
34	0.0617	0.0650	0.0032	0.0037	0.0581	0.0005	0.0569	0.0444	-0.0125
35	0.0460	0.0486	0.0026	0.0030	0.0430	0.0004	0.0595	0.0474	-0.0121
36	0.0364	0.0386	0.0022	0.0025	0.0339	0.0003	0.0617	0.0499	-0.0117
37	0.0259	0.0275	0.0017	0.0019	0.0240	0.0002	0.0633	0.0518	-0.0115
38	0.0188	0.0201	0.0013	0.0015	0.0173	0.0002	0.0646	0.0533	-0.0113
39	0.0129	0.0138	0.0010	0.0011	0.0118	0.0001	0.0656	0.0543	-0.0112
40	0.0089	0.0096	0.0007	0.0008	0.0082	0.0001	0.0663	0.0551	-0.0112
41									
42									
43									
44									
45									
46									
47									
48									
49									

表4-5. 多相生命表上の出生率に対する離婚及び離別再婚の影響：1965年生まれ

1965年	実測値	離婚の影響		再婚の影響		離婚および 離別再婚の 差 (5)-(4)	離別の影響 再婚の影響		離婚および 離別再婚の 効果 (9)-(8)
		離婚がなかつ た場合の有 配偶人口	(3)-(2)	再婚者の有 配偶人口	(2)-(5)		(4)の累積値	(5)の累積値	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
15	0.0001	0.0001	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
16	0.0005	0.0006	0.0000	0.0000	0.0006	-0.0000	0.0000	0.0000	-0.0000
17	0.0022	0.0023	0.0000	0.0000	0.0022	-0.0000	0.0000	0.0000	-0.0000
18	0.0059	0.0061	0.0001	0.0000	0.0059	-0.0001	0.0001	0.0000	-0.0001
19	0.0130	0.0133	0.0003	0.0000	0.0130	-0.0003	0.0005	0.0001	-0.0004
20	0.0216	0.0222	0.0007	0.0001	0.0214	-0.0005	0.0011	0.0002	-0.0009
21	0.0331	0.0342	0.0011	0.0002	0.0329	-0.0009	0.0022	0.0004	-0.0018
22	0.0470	0.0487	0.0017	0.0005	0.0465	-0.0012	0.0040	0.0009	-0.0031
23	0.0667	0.0691	0.0025	0.0009	0.0658	-0.0016	0.0064	0.0017	-0.0047
24	0.0885	0.0918	0.0033	0.0014	0.0871	-0.0019	0.0097	0.0031	-0.0066
25	0.1086	0.1128	0.0042	0.0020	0.1066	-0.0021	0.0139	0.0052	-0.0087
26	0.1286	0.1337	0.0051	0.0029	0.1257	-0.0022	0.0190	0.0081	-0.0109
27	0.1389	0.1448	0.0059	0.0038	0.1350	-0.0021	0.0249	0.0119	-0.0130
28	0.1392	0.1455	0.0063	0.0046	0.1346	-0.0017	0.0312	0.0165	-0.0147
29	0.1413	0.1482	0.0069	0.0055	0.1358	-0.0014	0.0381	0.0221	-0.0161
30	0.1240	0.1306	0.0066	0.0057	0.1184	-0.0009	0.0447	0.0277	-0.0170
31	0.1125	0.1189	0.0065	0.0059	0.1066	-0.0006	0.0512	0.0336	-0.0176
32	0.0949	0.1009	0.0059	0.0056	0.0893	-0.0003	0.0571	0.0392	-0.0179
33	0.0801	0.0855	0.0054	0.0053	0.0748	-0.0002	0.0625	0.0444	-0.0181
34	0.0638	0.0685	0.0047	0.0046	0.0592	-0.0001	0.0672	0.0491	-0.0182
35	0.0527	0.0569	0.0042	0.0042	0.0485	-0.0001	0.0715	0.0532	-0.0183
36									
37									
38									
39									
40									
41									
42									
43									
44									
45									
46									
47									
48									
49									

表5. 離別および離別再婚が合計特殊出生率に与える影響

出生年	1935	1945	1955	1960	1965
49歳時累積出生率			(45まで)	(40まで)	(35まで)
離婚ありの場合(実測値) (1)	2.0086	2.1048	1.9760	1.8336	1.4632
離婚なしの場合 (2)	2.0500	2.1458	2.0317	1.8998	1.5346
離別再婚なしの場合 (3)	1.9704	2.0675	1.9240	1.7785	1.4100
離別の有無による差 (4)=(1)-(2)	-0.0414	-0.0411	-0.0556	-0.0663	-0.0715
離別再婚の有無による差 (5)=(1)-(3)	0.0382	0.0373	0.0520	0.0551	0.0532
合計 (6)=(4)+(5)	-0.0031	-0.0038	-0.0036	-0.0112	-0.0183
離別による影響 (7)=[(1)+(6)]/(1)	0.9984	0.9982	0.9982	0.9939	0.9875

出生年	1935	1945	1955	1960	1965
40歳時累積出生率					(35まで)
離婚ありの場合(実測値) (1)	2.0029	2.0990	1.9671	1.8336	1.4632
離婚なしの場合 (2)	2.0440	2.1397	2.0221	1.8998	1.5346
離別再婚なしの場合 (3)	1.9650	2.0621	1.9158	1.7785	1.4100
離別の有無による差 (4)=(1)-(2)	-0.0412	-0.0408	-0.0550	-0.0663	-0.0715
離別再婚の有無による差 (5)=(1)-(3)	0.0379	0.0369	0.0513	0.0551	0.0532
合計 (6)=(4)+(5)	-0.0033	-0.0039	-0.0038	-0.0112	-0.0183
離別による影響 (7)=[(1)+(6)]/(1)	0.9984	0.9982	0.9981	0.9939	0.9875

出生年	1935	1945	1955	1960	1965
35歳時累積出生率					
離婚ありの場合(実測値) (1)	1.9380	2.0474	1.8854	1.7308	1.4632
離婚なしの場合 (2)	1.9771	2.0860	1.9361	1.7903	1.5346
離別再婚なしの場合 (3)	1.9031	2.0135	1.8397	1.6833	1.4100
離別の有無による差 (4)=(1)-(2)	-0.0392	-0.0386	-0.0507	-0.0595	-0.0715
離別再婚の有無による差 (5)=(1)-(3)	0.0348	0.0340	0.0458	0.0474	0.0532
合計 (6)=(4)+(5)	-0.0043	-0.0046	-0.0049	-0.0121	-0.0183
離別による影響 (7)=[(1)+(6)]/(1)	0.9978	0.9978	0.9974	0.9930	0.9875

図1. コーホート多相生命表上における未婚人口の推移：1935-1965年生まれ

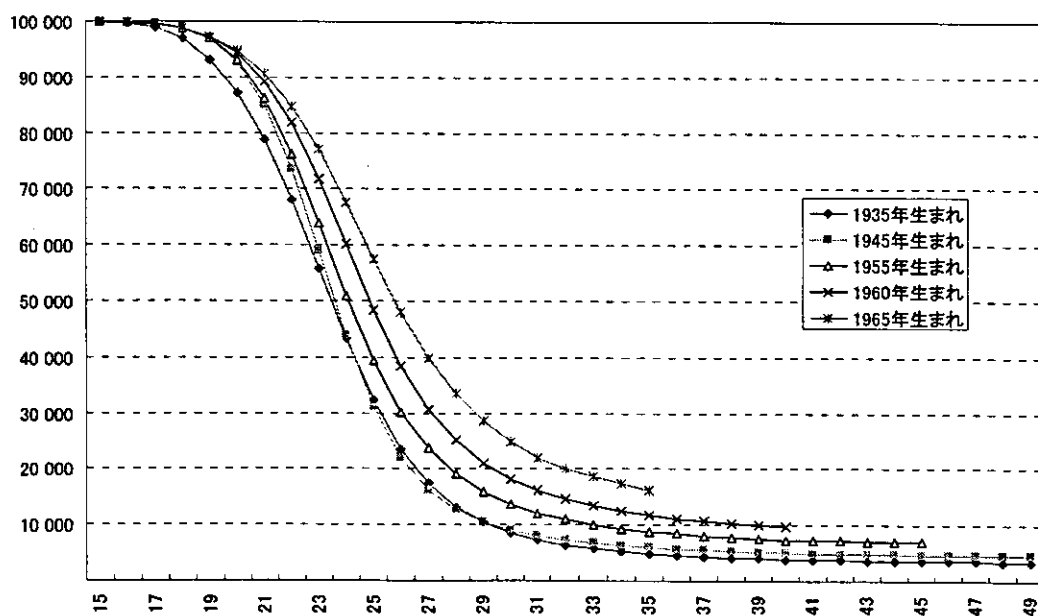


図2. コーホート多相生命表上における有配偶人口の推移：1935-1965年生まれ

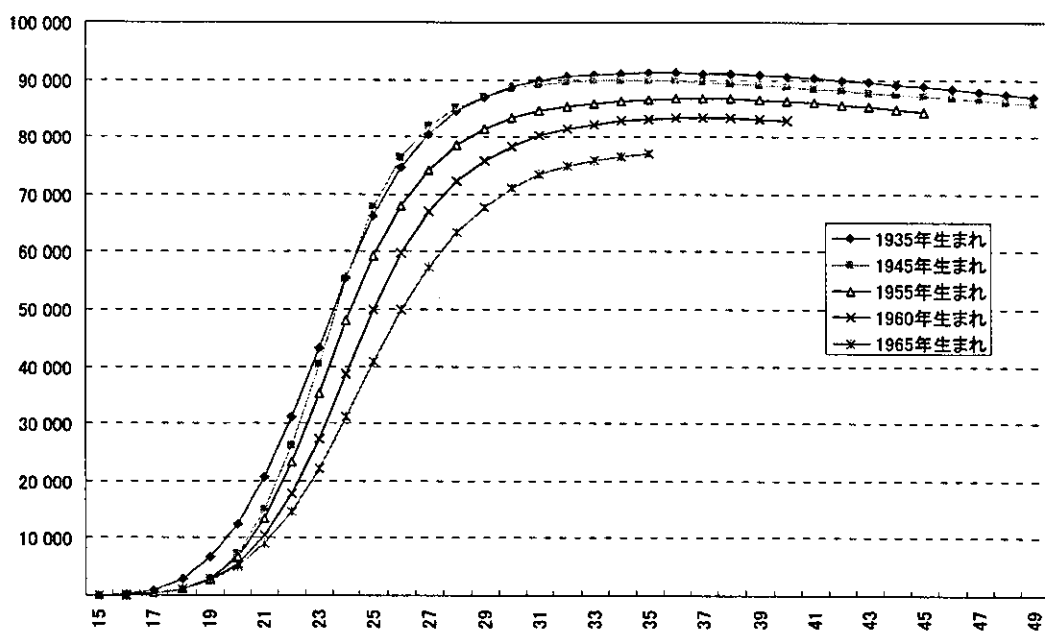
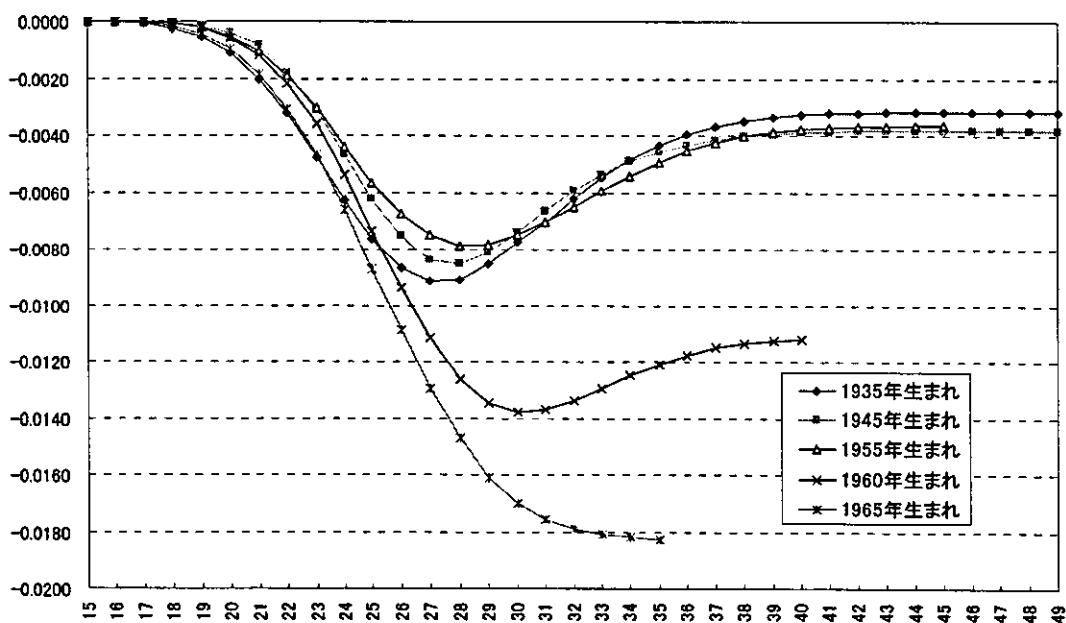


図3. 離婚と離別再婚がコーホート累積出生率に与えた影響：1935-65年出生コーホート



## 第二章 少子化過程の経済モデル



# 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

加藤 久和

## はじめに

2003年の合計特殊出生率は1.29と過去最低の水準を記録し、時系列でみた少子化のトレンドは依然として持続している。少子化に関する研究はここ数年だけをみても膨大なもののにのぼり、近年の少子化の要因についてはさまざまな視点から議論されている。低出生力についてはもちろん社会的・文化的背景が重要であり、また人々の結婚や出産に関する価値観の変化が大きな要因であることは疑いない事実である。一方、経済環境の変化もまた人々の結婚や出産に関する行動に影響を及ぼし、近年の少子化の一要因であると考えられる。経済と結婚・出生行動の関係についての研究も数多く行われており、両者の相互関係に関する理論的な考究も試みられている<sup>1</sup>。

本研究は、時系列データを用いて、経済環境や労働市場の変化が結婚・出生行動に与える影響を実証的に解明するとともに、将来における出生率の推移に関する展望を行ったものである。同時方程式モデルを用いた過去の研究としては、加藤(2000、2002)などがある。これらの研究では、結婚、出生および女性の労働参加と経済環境との相互依存関係を実証的に把握し、現在の経済社会構造が変化しないという条件の下で出生率等の将来展望を行っている。さらに、次世代育成支援対策推進法が制定され、少子化対策に関して一層の努力を図ることが社会的な合意に達しつつあるような情勢の中で、少子化対策の実施がどのような効果を有しているかを計量的に明らかにすることが必要となっているが、加藤(2003)では簡単な同時方程式モデルをもとにこれに関する試算を行っている。但し、モデルの定式化等を考慮すると必ずしも満足できるものではなかった。

本稿が過去の類似研究と異なる点は、第一にモデルの定式化そのものを再検討したことにある。詳細は本文に譲るが、過去の研究においては時系列データのトレンドのみを重視し、変数間の長期的関係についての考慮は十分なものでなかった。このことは、いわゆる“見せかけの回帰”に陥る懸念を持ち、モデルの結果そのものの信頼性に影響を及ぼすことになる。第二は、将来展望において確率的推計を用いたことである。すなわち、将来シミュレーションでは点推定の代わりに、モンテカルロ・シミュレーションを利用した区間推定を行った。出生率推計に関するこうした試みは既に鈴木他(2003)や臼杵他(2003)などで行われているが、同時方程式モデルで行った例はなく、本研究による試みが最初のものとなる。

## 1. モデルの作成の考え方

### 1.1 近年の少子化の要因と経済環境

わが国では結婚と出産が密接に関連しており、出生率の低下は晩婚化、未婚化と強い関係を持つことは多くの研究例からもはや周知のことであろう。さらに、1990年代以降になると夫婦出生力の低下も議論されるようになった。2002年の社人研推計においても、1980年代までは出生数は数年の遅れを伴って初婚数と同様に推移してきたのに対し、1990年代には初婚数が増加しても出生数は低迷を続け、夫婦の出生行動に何らかの変化が生じたのではないかと分析している<sup>2</sup>。このことから、近年の出生率低下については結婚行動ととも

に、夫婦の子どもに対する需要の変化に対しても十分な検討を行う必要がある。こうした構造はわが国などにみられる特徴であり、出生行動を直接観察するのではなく、結婚と出生の関連を重視したモデルを作成することを意味するが、その方がわが国の実状により適合すると考えられる。

若年層の結婚行動については、これがラグをもって出生行動に影響を及ぼすことから、モデルでは最初に初婚行動のモデル化を行った<sup>3</sup>。初婚行動のモデル化にあたっては、女性労働力の労働市場への参入・退出との間に相互関係が存在するとの仮説を利用した。第一に、女性が結婚を契機に労働市場から退出する場合には、労働市場に留まっていた場合に得られたであろう所得の一部失うことを意味すると考え、そのための機会コストを結婚に伴うコストと考えた。この機会コストが高いほど、女性は結婚を延期あるいはあきらめることになると考えられる。したがって、この機会コストの上昇は初婚に対して負の影響をもたらすことになる。第二は、現在の賃金水準である。30歳代以降の女性の初婚行動については、前記の機会コストと同様に現在の賃金を結婚による逸失（機会コスト）ととらえている。第三は、失業率である。女子失業率が高い場合には、女性は労働市場への新規参入をあきらめ、結婚に向かうと考えた。また、男子失業率については、結婚相手の現在の経済環境を表す変数であると捉え、男子失業率が高いほど結婚行動に負の影響を及ぼすとした。結婚行動については、とりわけ若年層において高学歴化の影響も考慮している。

次に、出生行動の説明に関して本研究で仮定した内容を整理しておく。出生行動の解明ではしばしば経済学的なアプローチが取られる。例えば、ベッカーらによる子どもを財とみなして消費者行動から接近する方法やイスタリンらによる相対所得仮説に沿った分析などもその一例である<sup>4</sup>。本研究では、こうした考え方の延長として、出生率はこれを子どもに対する需要が実現したものと考え、出生率を説明する方程式を基本的には需要方程式として捉える。需要方程式では通常、所得要因と価格要因が含まれる。所得要因としては、現実のマクロ経済環境等がその代理変数として利用される。本モデルでは男子賃金（時間あたり）の水準を所得要因の変数として採用している。一方、価格要因については、女性からみた出産のための機会コストを用いている。これについては後で詳細に述べる。なお、所得要因と価格要因のどちらが出生率低下への寄与が大きいかについては、例えば加藤(2001)では、バツツ・ウォード型の階差モデルを用いて実証分析を行ったところ、価格要因が所得要因を凌駕している結論している。また、加藤(2003)においても、出生力の低下はむしろ価格要因にあり、政策的にこのコストを引き下げることが出生力反転に大きな効力をもつと述べている。この点を再度検討するためにも、シミュレーション実験を行うこととする。なお、需要方程式には所得要因と価格要因以外のシフト項が加わるが、出生率を説明する方程式ではこのシフト項に当該年齢層の直近の初婚率を用いており、初婚行動が出生行動とリンクするように定式化している。

## 1.2 モデルの構造

上記でみたように、本モデルは結婚と出生を軸として構成されている。初婚率、出生率についてはそれぞれ20～39歳の層を対象に4区分の年齢5歳階級別初婚率・出生率を用いている。モデルでは初婚率を労働市場等との関連で決定した後、これが出生率関数へのリンクを通じて出生率決定に影響を及ぼすとともに、所得・価格要因で出生率が決定されることになる。初婚率を決定する関数については、失業率等がその説明変数として加わっ

ているが、失業率は国内総生産成長率などとの関係から決定され、また国内総生産成長率が男女の賃金上昇率などに影響するという経路が組み込まれている。なお、今回作成したモデルに含まれる方程式（内生変数）の数は45、外生変数は3つである。

## 2. 機会コストの推計

本研究で特徴的な点は、出生率を決定する方程式等に採用している機会コストである。これについて詳細に説明しておきたい。図1はこの機会コストの推計の考え方を整理したものである<sup>5</sup>。

### 2.1 結婚による逸失所得の推計

わが国では女子の全配偶でみた労働力率と有配偶女子の労働力率に大きな差がある。2002年では全配偶でみた労働力率は20～34歳の層で67.2%であるのに対して、同じ年齢層の有配偶女子労働力率は45.9%に過ぎない。このことは未婚女子の労働力率が有配偶女子の労働力率を上回っていることを意味しており、結婚を契機とした労働市場からの退出が存在することでもある。結婚による労働市場からの退出がないとした場合、有配偶女子労働力率は上昇して現在の水準よりも高くなることが考えられる。しかしながら、専業主婦を選好する女性もいることから、その水準は現在の未婚女子労働力率の水準以下となることが考えられる。そのため、結婚後働きたいと考える女性がすべて働いた場合の有配偶女子労働力率は、全配偶女子労働力率と等しいと仮定し、結婚による逸失所得を以下のように推計する。

全配偶の女子労働力率を  $\frac{L}{P}$ 、有配偶女子の労働力率  $\frac{L_M}{P_M}$  とする。有配偶女子の女子

全体に占める割合を  $\alpha$ 、労働力人口全体に占める有配偶者の割合を  $\beta$  とすると、

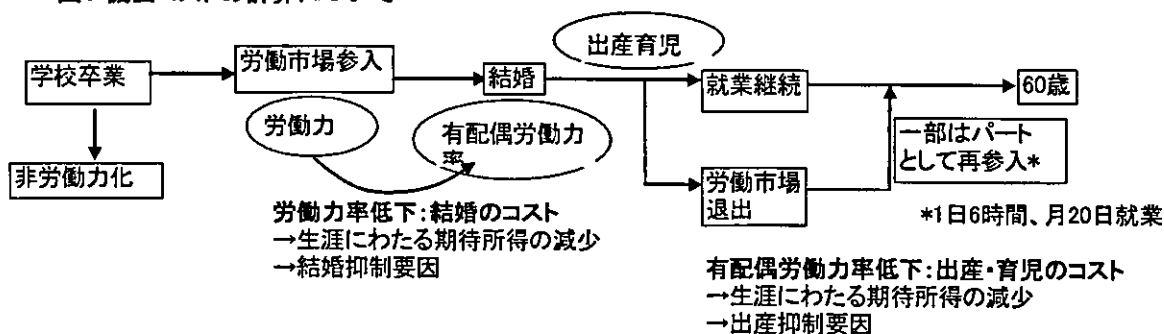
$P_M = \alpha P, L_M = \beta L$  と示すことができる。両者の差は  $\frac{L}{P} - \frac{L_M}{P_M} = \frac{L}{P} \left(1 - \frac{\beta}{\alpha}\right)$  である。こ

こで、 $1 - \frac{\beta}{\alpha} = 0$  であれば、結婚を契機とした労働市場からの退出はないと考える。しか

し、 $1 - \frac{\beta}{\alpha} > 0$  であれば結婚による労働市場からの退出があることになる。そこで、結婚

による労働市場からの退出によって生じた逸失所得の指標を以下で定義する。但し、 $w^e$  は

図1 機会コストの計算について



期待賃金であり、59歳まで就業した場合を想定して以下のように算出される。

$$\text{結婚による労働市場からの退出コスト（結婚の機会コスト）} : \left(1 - \frac{\beta}{\alpha}\right) \times w^e \quad (1)$$

## 2.2 出生に伴う労働市場退出による逸失所得の推計

有配偶女子労働力率を観察すると、1980年代中盤では25～29歳の層で低下し、30～34歳の層で上昇するという変形的なM字型カーブが観察された。1980年代後半以降になると、このM字型カーブは解消されたものの、20歳代から30歳代前半にかけての労働力率は、それ以降の年齢階層の労働力率に比べて低くなっている。しかしながら1980年代後半以後、20歳代前半の有配偶者自体が減少していることを考慮すると、出産・育児によって労働市場から退出する有配偶女性も多く、このことが若年層で低い労働力率をもたらしていると考えられる。そこで、出産・育児に関わる機会コストを、他の年齢層と比べて相対的に低くなっている労働力率が上昇した場合に得られたであろう所得と考えることとする（図1参照）。なお、一度労働市場から退出した女性が再び労働市場に戻る際、正規社員として雇用される機会が小さいことから、労働市場への再参入に関してはパートタイマーとして戻ることを仮定した。

いま、期待賃金を  $w_{age}^e$ 、労働者のうちパートタイマーの比率を  $p$ 、パートタイマーと正規就業者との賃金格差を  $q$  とする。また、20～24歳の労働力率（ピーク水準）を  $a$ 、25～29歳の労働力率を  $b$ 、30～34歳の労働力率を  $c$  とし、 $a$  と  $c$  の平均値（M字カーブが解消されたと仮定した場合に考えられる労働力率）を  $x$  とする。このとき、育児等による労働市場からの退出がない場合の期待される生涯所得は

$$\begin{aligned} S^e &= w_{2024}^e \times a \times (1-p) + w_{2024}^e \times a \times q \times p \\ &+ w_{2529}^e \times x \times (1-p) + w_{2529}^e \times x \times q \times p + w_{3034}^e \times c \times (1-p) + w_{3034}^e \times c \times q \times p + \dots \end{aligned} \quad (2)$$

と計算される。一方、現実の生涯所得は

$$\begin{aligned} S^r &= w_{2024}^e \times a \times (1-p) + w_{2024}^e \times a \times q \times p \\ &+ w_{2529}^e \times b \times (1-p) + w_{2529}^e \times b \times q \times p + w_{3034}^e \times \bar{b} \times (1-p) + w_{3034}^e \times (c-b+bp) \times q \\ &+ w_{3539}^e \times \bar{b} \times (1-p) + w_{3539}^e \times (d-b+bp) \times q + \dots \end{aligned} \quad (3)$$

となる<sup>6</sup>。以上から出産・育児による労働市場退出による機会所得（出生の機会コスト）を

$$\text{機会コスト} = S^e - S^r \quad (4)$$

と定義する。

## 2.3 期待賃金の計算

女子正規就業者の期待賃金  $w_{age}^e$  は以下のように計算される。t年におけるクロスセクシ

ヨンでみた年齢5歳階級別（これを age で示す）賃金を  $w_t^{age}$  とする。但し、これはデフレーターを用いて実質化された値である。現在、a 歳の女子就業者は、(実質) 期待賃金上昇率  $g$  と賃金カーブの傾き  $\delta$  に沿って将来の所得が得られると期待する。そこで、b 歳における期待賃金は

$$w_{t+(b-a)}^b = w_t^a (1+g)^{b-a} (1+\delta)^{b-a}$$

となる。期待賃金を計算する対象を 22 歳からとして、22 歳から 59 歳までの期待賃金を求めると、

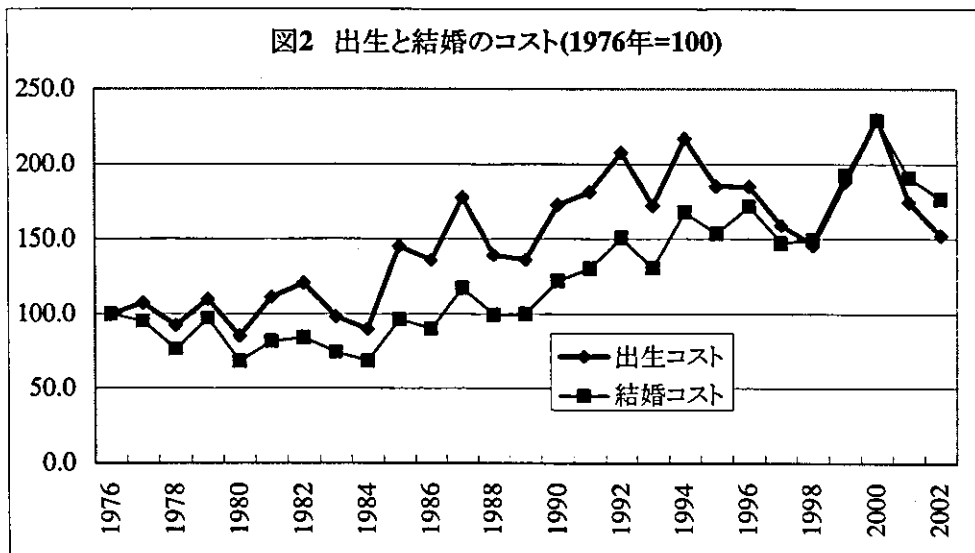
$$w_{age}^e = \sum_{b=22}^{59} w_{t+(b-22)}^b \quad (5)$$

である。なお、期待賃金上昇率は t 年の実績値が今後も続くと仮定した。

#### 2.4 推計結果

以上の方法によって計算される 2002 年の時点における出生の機会コストを求めると、就業継続を行った場合の生涯所得は 2 億 879 万円、またパートタイマーで復帰した場合の生涯所得は 1 億 969 万円であり、したがって機会コストは 9,910 万円程度と推計される。また、2002 年の時点における結婚の機会コストはおよそ 2,247 万円であった<sup>7</sup>(図 2 参照)。

出生に関する機会コストに関しては、平成 15 年度の経済財政白書により分析が行われている。これによると、大卒女性の賃金カーブから推計した就業継続による生涯所得額はおよそ 2 億 8,560 万円であるのに対し、いったん 28 歳で退職し 34 歳で復帰した場合の生涯所得は 2 億 82 万円、またパートタイマーとして労働市場に復帰した場合の生涯所得は 4,767 万円であり、したがって、就業中断による機会コストは前者で 8,478 万円、後者では 2 億 3,794 万円になると試算されている。この推計方法では、28~34 歳時には単純に労働市場から退出すると想定している。本研究の推計では、ある女性が特定の年齢で就業中断を行うのではなく、マクロでとらえた労働力率の変化をもとに計算しているものであり、また、大卒女性のみならず全学歴女性を対象としている点など、経済財政白書の分析



とは比較の視点が異なることに注意されたい。

### 3. モデルの推定

本節では、モデルの各方程式を推定する際に用いた方法を説明するとともに、モデルの推定結果について紹介する。

#### 3.1 エラー・コレクション・モデルの採用と共和分検定

多くの同時方程式モデルでは、各変数の定常性に関してあまり注意を向けないまま推定を行っているのが現実である。加藤(2002)などもその例外ではない。最小二乗法を適用するにしても<sup>8</sup>、定常ではない変数同士の回帰結果は、見せかけのものであることが疑われる。こうした点は、近年、時系列分析手法の進展とともに頻繁に指摘されるようになったことであり、モデルを構成する各方程式の推定にあたってこの点は十分注意する必要がある。とりわけ、本研究で扱っている変数の多くは、それらが非定常な過程にしたがっている可能性を否定できない<sup>9</sup>。見せかけの回帰をさけるためには、非定常な変数の1階の階差をとり、定常な変数に置き換えてから推計を行う必要がある。一方、Engle and Granger.(1987)は、非定常な変数どうしの回帰においてもこれが見せかけの回帰に陥らず、長期的関係を示す可能性を指摘した。共和分の概念がこれにあたる。

いま、 $x_t$ と $y_t$ はトレンドを持つ変数であり<sup>10</sup>、その1階の階差をとると双方とも定常な過程になると仮定する。これを $x_t$ と $y_t$ は $I(1)$ であると表記する。このとき $x_t$ と $y_t$ の一次結合 $\alpha_1 x_t + \alpha_2 y_t$ が定常である場合、 $x_t$ と $y_t$ は共和分(Cointegration)にあるといい、 $[\alpha_1, \alpha_2]$ を共和分ベクトルという。例えば、共和分ベクトルが $[1, \beta]$ であり、 $x_t$ と $y_t$ の関係が $y_t = \beta x_t$ と表せるならば、この関係式が $x_t$ と $y_t$ の長期均衡関係を示していると解釈できる。この場合、 $x_t$ と $y_t$ の関係はさらに

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + \beta_2 (y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (6)$$

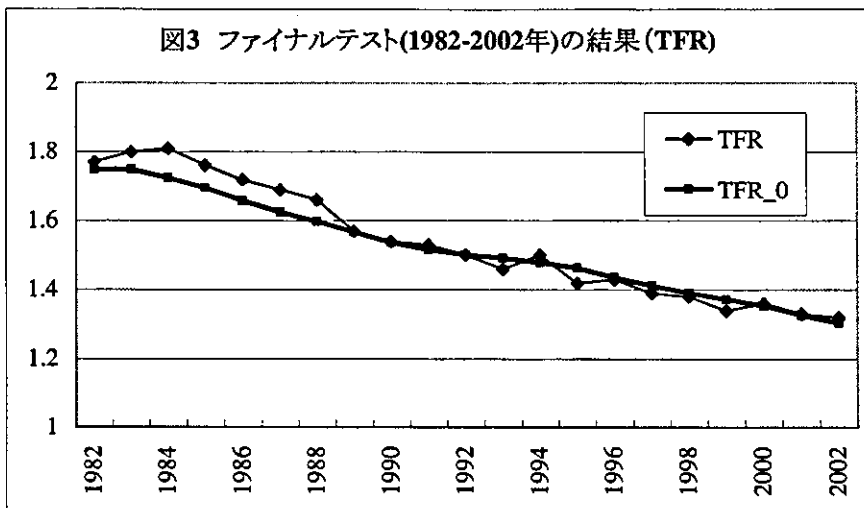
と書ける。(6)式をエラー・コレクション・モデル(誤差修正モデル、Error Correction Model(ECM))という。共和分のある変数同士はこのようにエラー・コレクション・モデルとして表現可能である。これをグランジャー表現定理(Granger Representation Theorem)という。今回のモデルの推定にあたっては、このエラー・コレクション・モデルを原則として用いることとした<sup>11</sup>。エラー・コレクション・モデルを利用するにしても、共和分の存在を事前に検証しておく必要がある。そのため、推定すべき方程式の変数群に対して事前にヨハンセンの共和分検定を行っている<sup>12</sup>。結果として、出生率に関しては4つの関数すべてにおいて、また初婚率に関しては2つの関数において、共和分が存在しないとする帰無仮説を棄却した。なお、30~34歳、35~39歳の初婚率に関しては共和分検定の結果、帰無仮説が棄却できなかったため、階差変数を利用して推定を行った。加えて、機会コストを内生変数としてとらえる場合には、これらを階差変数として出産と結婚の二変数で構成されるVARモデルによって推定を行った。

なお、非定常な変数、特にトレンドを有している変数では時間とともに分散不均一の事象がとらえられやすい。このこともまた推定する方程式の信頼性を失うひとつの要因となる。そこで、出生率などもの変数にトレンドを持つ可能性が存在するものについては自然対数をとってモデルを作成することとした。

#### 3.2 推定結果

表1 最小二乗誤差率

出生率	
TFR	2.34%
20-24歳	5.35%
25-29歳	4.85%
30-34歳	5.17%
35-39歳	4.94%
初婚率	
20-24歳	2.43%
25-29歳	9.56%
30-34歳	11.09%
35-39歳	8.72%
機会コスト	
出産	1.78%
結婚	2.23%



注:1982-2002年の結果

モデル全体として過去の出生、初婚動向をどこまで追跡できたかを確認するためにはファイナルテストを行う必要がある。ファイナルテストとは、モデルの推定式から得られる内生変数の動きを再現し、実際のデータとの乖離を調べるテストである。推定された結果(モデルからの予測値)と実際のデータ(実績値)との乖離をみるには、一般に(7)式で与えられる最小二乗誤差率(平均平方誤差率)を用いる。但し、 $x$  は実績値、 $\hat{x}$  はモデルから計算される予測値、 $n$  はサンプル数を示している。

$$\text{最小二乗誤差率} = \left[ \sum_{i=1}^n \left( \frac{\hat{x}_i - x_i}{x_i} \right)^2 / n \right]^{1/2} \quad (7)$$

最小二乗誤差率の適切な範囲は、扱う対象にもよるが、概ね10%以下であればほぼモデルの選択に支障はないと考えられる

表1は、すべての方程式の推定期間が揃う1982~2002年にかけての、主要な内生変数に関する最小二乗誤差率をまとめたものである。また、図3はTFRの予測値と実績値を比較した結果である(TFR\_0が予測値である)。以上の結果から、モデルはほぼ実績値を追跡できると結論する。

#### 4. 将来シミュレーションの方法

以上で構築したモデルをもとに、TFRを中心に将来のシミュレーション予測を行う。最初にシミュレーションに関わる不確実性の存在と今回採用したモンテカルロ・シミュレーションの方法を紹介する。次いで、TFRの将来シミュレーションを行う際の外生変数等の設定とケース分けを示す。

##### 4.1 モデルの不確実性

モデルを構成する各方程式は、これを統計的な手法で推定していることから、方程式そのものの標準誤差などいくつかの不確実性を有している。通常の将来シミュレーションでは、この不確実性を無視して、あたかも決定論的な過程にあるかのように見立てて、将来予測値を計算することが多い。堀他(2003)ではこの点をわかりやすく整理しているが、それによれば将来シミュレーションに伴う不確実性の源泉として、①方程式の定式化に伴う

不確実性、②パラメータの推定値に伴う不確実性、③攪乱項に起因する不確実性、④外生変数の将来経路に伴う不確実性、がある。この点について、堀他(2003)を参考として、著者なりの見方を示しておきたい。

不確実性の源泉のうち、①は真の定式化が存在するとするならば、それ以外の定式化を選択したことに由来するものである。しかしながら、真の定式化を行うには、真として存在する理論が既知でなければならない。このことを実証分析において課すことはほとんど不可能に近い。現実には、モデル作成者がその判断の下で選んだ定式化が行われるのであり、以下の議論ではこのことには触れないこととする。④の不確実性は、外生変数そのものの将来経路が既知でないことによる。この点を敷衍すると内生変数と外生変数をどのように選択するかという問題に陥り、VAR モデルを提唱したシムズの議論に行き着く。その反面、外生変数に対して一定のシナリオを描き、これによって内生変数がいかに反応するかという視点を重視するならば、外生変数自体を決定論的な経路で動くものと仮定することも、“実験”としては否定できないものであろう。以上の点から不確実性の源泉としての①と④の要因は除外して考えることとする。

不確実性の候補として残るのは②確率変数としてのパラメータのふるまい、③方程式の標準誤差のふるまい、の二点になる。推定されたパラメータは、真のパラメータの推計値でしかない。通常は、確率分布をもってこの推計値が評価されるが<sup>13</sup>、しかしモデルの予測値を計算する場合にはある一つの値を選択しなければならない。この選択は、上で述べた確率分布から得られる一つの確率変数として実現するが、実際には幅をもって解釈されなければならない。③の方程式の標準誤差は将来シミュレーションにおいてとりわけ大きな不確実性の要因となる。多くの将来シミュレーションでは攪乱項をゼロとおき、各方程式が確定的なふるまいを行うと仮定している。しかし、現実に出現する値は確率変数であり、確率分布の中から取り出されたひとつの値にすぎない。将来シミュレーションではこの点を念頭に行うべきである。

#### 4.2 モンテカルロ・シミュレーションの方法

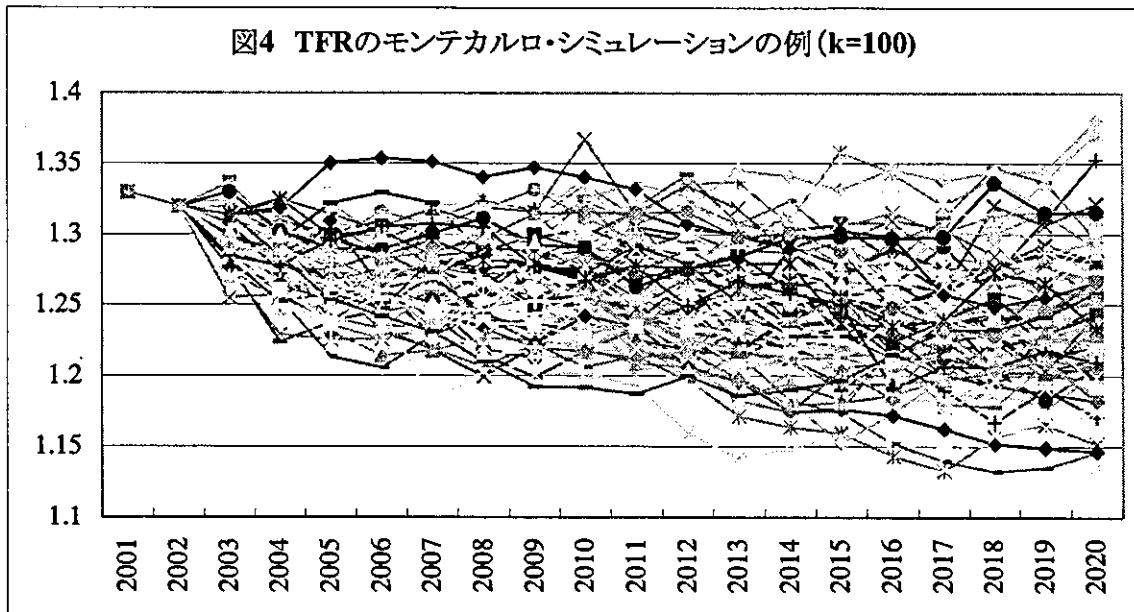
本研究の将来シミュレーションでは③の不確実性を重視し、将来予測値を確率変数として扱うこととする<sup>14</sup>。すなわち、方程式の攪乱項の実現値はゼロではなく、每期、正規分布に沿った確率変数として実現すると考える。具体的には、この確率変数は、平均をゼロ、分散は各方程式の残差から計算された標準偏差から得られるとして、将来の每期ごとに正規乱数を発生させ、モデルを解くことで将来の予測値を得るという方法を採用する。

モデルには 18 本の構造方程式が含まれるが、すべての方程式について攪乱項に正規乱数を発生させるのではなく、20～39 歳までの年齢 5 歳階級別出生率、初婚率を求める 8 本の構造方程式にのみ不確実性を仮定する。もちろん、すべての構造方程式の攪乱項に乱数を発生させるのは容易であるが、将来生じる不確実性の源を結婚、出生に関するものに限定した方が解釈しやすいと考えたためである。

将来予測では 2003 年から 2020 年にかけての TFR について計算を行っている。実際の計算では、ある年の点推定値に対して、発生させる正規乱数の数（以下ではこの数を  $k$  とする）だけ幅をもった推定値が得られる。その推定値の分布は正規分布であるから、これから分布の平均値や 1 標準偏差の幅を持った区間推定値などを計算することができる。図 4 は、以下で示す BASE\_B というケースに基づく  $k=100$  のシミュレーション結果をすべ



図4 TFRのモンテカルロ・シミュレーションの例(k=100)



て表示したものである。2003年以降が予測値であるが、ある経路は平均的な経路よりも高いTFRを示したのち再び平均的な経路に近づくものもあれば、ある経路は一貫して平均的なTFRの経路よりも低い経路をたどっている。每期ごとに正規乱数を発生させているため、必ずしも一定の傾向をもって推移しているのではないことに注意されたい。上で述べたように、ある年の予測値がk=100だけ得られるが、そのサンプルをもとに分布の平均や標準偏差を計算することになる。

#### 4.3 シミュレーションのケース分け

本研究では2003年から2020年までのTFRの将来推計を行う。これはすべてのデータが利用可能な年が2002年であり、また過去およそ20年間のデータを用いていることから予測期間も20年としたためである。

シミュレーションでは最初にベースとなるケースを設定する。これは出産・結婚のコストを含めて、過去20年間のトレンドがそのまま維持されると考えるケースである。モデルの外生変数は、今後の経済成長率(GDPNG)、0-4歳人口一人あたり保育所定員数(HOIKU)、大学等進学率(UNIV)の三変数であり、ベースとなるケースでは経済成長率は今後1.0%、保育所定員数と大学等進学率は2002年の実績値を維持すると仮定した。以上のケースをベースライン(BASE)と名付ける。

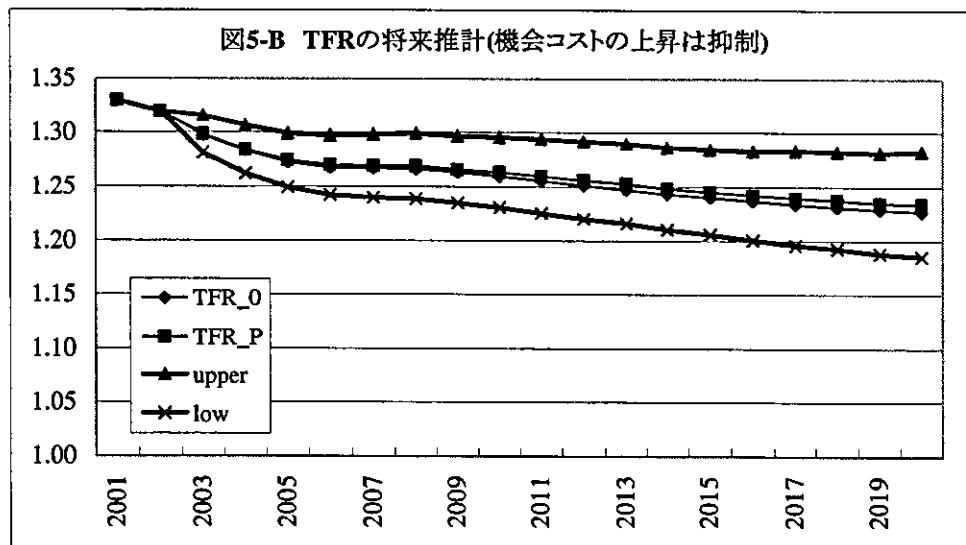
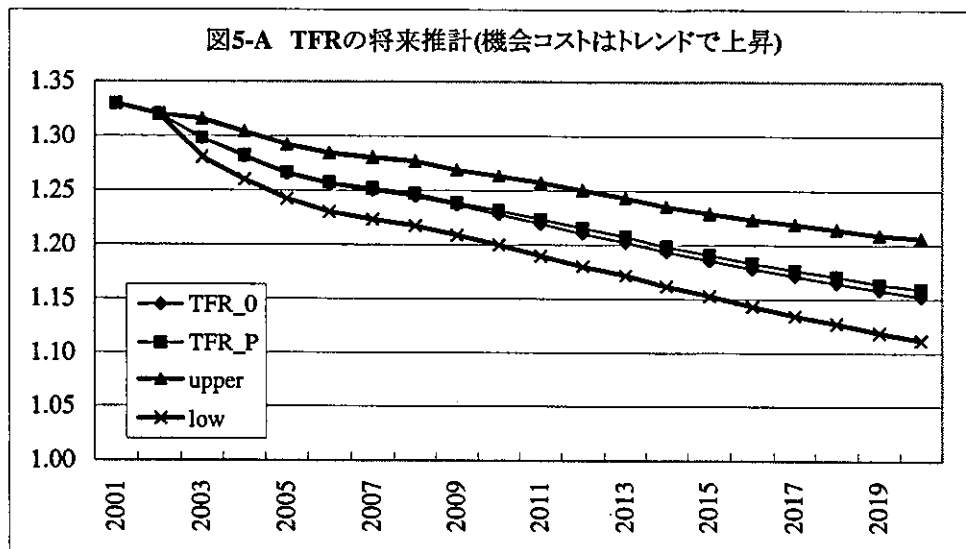
その一方、最近では少子化対策プラスワンや次世代育成支援対策推進法など少子化対策が実施され、これらは出産の機会コストを低下させる方向に働く。こうした動きもまた社会のトレンドであるとみなせば、今後機会コストの上昇も抑えられるケースもまたベースラインと考えることができよう。そのため、機会コストは過去のトレンドの上昇率の半分で上昇するというケースを想定し、これをベースラインB(BASE\_B)とした<sup>15</sup>。

以上に加え、以下の7つのシミュレーションケースを設定した。

- ・シミュレーション1：機会コストが一定かもしくは低下するケース
  - ①機会コストが2002年の水準を維持するケース：CASE\_1A
  - ②機会コストが2002年に比べ2020年で5%低下するケース：CASE\_1B

- ③機会コストが2002年に比べ2020年で10%低下するケース：CASE\_1C
  - ・シミュレーション2：より高い経済成長率を仮定するケース
  - ④経済成長率が2010年以降5%になり、機会コストはBASEと同じケース：CASE\_2A
  - ⑤経済成長率が2010年以降5%になり、機会コストはBASE\_Bと同じケース：CASE\_2B
  - ・シミュレーション3：シミュレーション1と2を組み合わせたケース
  - ⑥機会コストの仮定はCASE\_1Aでかつ高い経済成長率を仮定するケース：CASE\_3A
  - ⑦機会コストの仮定はCASE\_1Bでかつ高い経済成長率を仮定するケース：CASE\_3B
- 経済成長率の仮定についてはやや非現実的と考えられる水準を設定したが、これは経済成長率で代表される出生率に及ぼす所得効果と、機会コストで表される価格効果の影響を明確化させて比較するためである。以上で合計9つのシミュレーションを行うが、すべてk=1000とし、また併せて点推定値についても計算を行った<sup>16</sup>。

### 5. 将来シミュレーションの結果



注：TFR\_0は2020年までの点推定値  
TFR\_Pは1000回のモンテカルロシミュレーションの結果による平均値  
upperとlowerの範囲は平均から1標準偏差ずつ離れた範囲

## 5.1 ベースラインの結果

最初にベースラインの結果を整理しておく。BASE シナリオに基づく将来の TFR の予測値をみると、点推定値（以下の図では TFR\_0 と表示している）では、足下の 2003 年が 1.30 で実績値の 1.29 とほぼ同水準となっている。2010 年の TFR は 1.23、また 2020 年では 1.15 となった。一方、モンテカルロ・シミュレーションによる平均値（以下の図では TFR\_P と表示している）をみると、2003 年は 1.30、2010 年 1.23、また 2020 年では 1.16 であった。また、BASE\_B シナリオに基づく結果では、点推定値が 2003 年 1.30、2010 年 1.26、2020 年では 1.23 であり、分布の平均値も 2003 年 1.30、2010 年 1.26、2020 年では 1.23 と同じ水準であった。

図 5-A は BASE シナリオに基づく結果を示したものである。図中の upper ラインは 1 標準偏差の幅を持った区間推定値の上限であり、lower ラインは同じく区間推定値の下限である。2020 年の TFR の平均値は 1.16 であったが、1 標準偏差だけの区間を想定した区間推定値は [1.11, 1.21] であった。同様に、BASE\_B シナリオの結果が図 5-B である。2020 年の平均値 1.23 に対して、1 標準偏差区間の幅を持つ区間推定値は [1.19, 1.28] となった。

## 5.2 シミュレーションケースの結果

9 つのシナリオのシミュレーション結果を整理したものが表 2 である。以下では、モンテカルロ・シミュレーションに基づく TFR 予測値の分布の平均値をもとに簡単に結果を紹介する<sup>17</sup>。

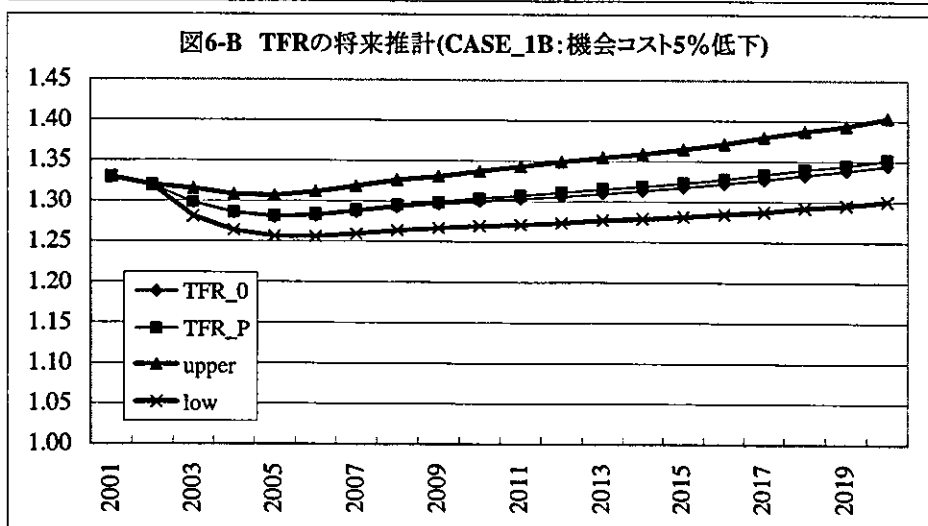
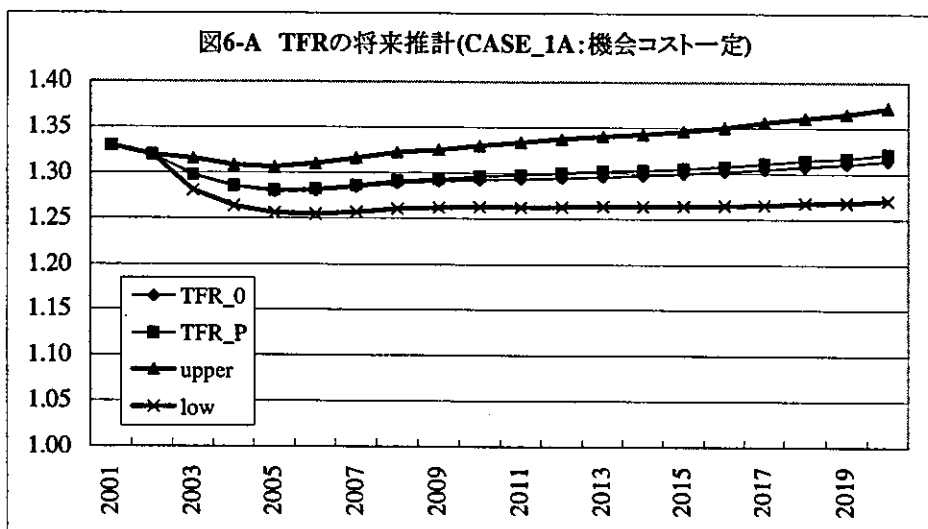
CASE\_1A では 2010 年の TFR は 1.30、2020 年が 1.32 であった。このことから、機会コストの上昇を抑制するだけで将来にわたって現在とほぼ同水準の TFR を維持することが可能である。2020 年の区間推定値は [1.27, 1.37] であった。機会コストを 2002 年の水準

表2 TFRの将来推計の結果(モンテカルロ・シミュレーションの平均値、k=1000)

機会コスト GDP	ベースライン予測 ベースライン		シミュレーション1 機会コストの低下			シミュレーション2 経済成長		シミュレーション3 機会コストの低下 +経済成長	
	BASE トレンド ベース TFR P	BASE_B トレンド1/ ベース TFR P	CASE_1A コスト一定 ベース TFR P	CASE_1B コスト5% ベース TFR P	CASE_1C コスト10% ベース TFR P	CASE_2A トレンド 上昇 TFR P	CASE_2B トレンド1/ 上昇 TFR P	CASE_3A コスト一定 上昇 TFR P	CASE_3B コスト5% 上昇 TFR P
2001	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33	1.33
2002	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32	1.32
2003	1.30	1.30	1.30	1.30	1.30	1.30	1.30	1.30	1.30
2004	1.28	1.28	1.29	1.29	1.29	1.28	1.28	1.29	1.29
2005	1.27	1.27	1.28	1.28	1.28	1.27	1.27	1.28	1.28
2006	1.26	1.27	1.28	1.28	1.29	1.26	1.27	1.28	1.28
2007	1.25	1.27	1.29	1.29	1.29	1.25	1.27	1.29	1.29
2008	1.25	1.27	1.29	1.30	1.30	1.25	1.27	1.29	1.30
2009	1.24	1.27	1.29	1.30	1.30	1.24	1.27	1.29	1.30
2010	1.23	1.26	1.30	1.30	1.31	1.23	1.26	1.30	1.31
2011	1.22	1.26	1.30	1.31	1.32	1.23	1.26	1.30	1.31
2012	1.22	1.26	1.30	1.31	1.32	1.22	1.26	1.31	1.32
2013	1.21	1.25	1.30	1.32	1.33	1.21	1.26	1.31	1.32
2014	1.20	1.25	1.30	1.32	1.34	1.21	1.26	1.31	1.33
2015	1.19	1.25	1.31	1.32	1.34	1.20	1.26	1.32	1.34
2016	1.18	1.24	1.31	1.33	1.35	1.20	1.26	1.32	1.34
2017	1.18	1.24	1.31	1.33	1.36	1.19	1.26	1.33	1.35
2018	1.17	1.24	1.31	1.34	1.37	1.19	1.26	1.33	1.36
2019	1.16	1.23	1.32	1.34	1.38	1.18	1.25	1.34	1.37
2020	1.16	1.23	1.32	1.35	1.39	1.18	1.25	1.35	1.38

に比べ5%だけ低下させたケースであるCASE\_1Bでは2010年のTFRは1.30とCASE\_1Aと変わらないが、2020年では1.35にまで回復し、区間推定値も[1.30,1.40]となった(図6-A、6-B参照)。さらに機会コストを低下させたCASE\_1Cでは2010年は1.31、2020年では1.39にまで回復するという結果になった。次に高い経済成長率を仮定したCASE\_2Aでは2010年1.23、2020年1.18であった。これはBASEシナリオと比べて経済成長率のみが異なるものであり、いわば所得効果を示したものである。BASEシナリオと比べても2020年で0.02ポイントしか高まっていないことから、CASE\_1でみた機会コスト低下による価格効果に比べ、所得効果の出生率への影響の程度は小さいとみることができよう。CASE\_2Aの2020年における区間推定値は[1.13,1.22]であった。また、CASE\_2Bでは2010年が1.26、2020年では1.25であった。2020年の平均値はBASE\_Bシナリオの1.23と比べても同じく0.02ポイントだけ高い水準であった。なお、2020年の区間推定値は[1.21,1.30]である。

機会コストの水準が維持され、これと高い経済成長率を組み合わせたCASE\_3Aでは2010年で1.30、2020年では1.35にまで上昇する。2020年の区間推定値は[1.29,1.40]で



注: TFR\_0は2020年までの点推定値  
TFR\_Pは1000回のモンテカルロシミュレーションの結果による平均値  
upperとlowerの範囲は平均から1標準偏差ずつ離れた範囲