

장래인구추계를 위한 출산력 가정치의 설정*

전 광 희**

본 연구의 목적은 장래인구추계를 위하여 논리적이고 상대적으로 정확한 연령별 출산율의 가정치를 설정하는 것이다. 먼저 코호트별 출산순위별 연령별 출산율의 추정과 추계를 위하여 Coale-McNeil 모형을 일반화한 로그감마분포모형을 선택한다. 다음은 보정형의 연령별 출산율 모형을 재생산을 완료하지 않은 상대적으로 젊은 출생코호트를 포함하는 실적치 자료에 맞추기 위하여, 출산력 파라미터를 추정하는 방법을 설명한다. 본 연구는 일련의 출생코호트의 출생순위별 연령별 출산율을 역출하여, 장래의 특정연도 대하여 연령별 출산율을 추계한다. 가령, 2010년의 20세의 연령별 출산율은 1990년에 태어난 출생코호트의 20세에서의 연령별 출산율이고, 2010년의 21세의 연령별 출산율은 1989년에 태어난 출생코호트의 21세에서의 연령별 출산율에 해당한다. 결국 2010년에 태어난 코호트까지의 연령별 출산율의 추계치를 얻게 되면, 2055년도까지의 기간별(연도별) 연령별 출산율에 대한 가정치를 설정할 수 있다.

본 연구의 출산력 가정치와 통계청의 2005년 장래인구 특별추계의 가정치 사이에 차이가 나는 것은 본 연구의 출산예측모형에서 혼인연령의 상승과 독신여성의 증가로 인한 출산력 저하의 최근 추세를 제대로 반영하였기 때문이라고 할 수 있으며, 이러한 점에서 본 연구의 출산력 가정치가 논리적이고 합리적이라고 주장할 수 있을 것이다. 그러나 장래인구추계와 관련하여, 출산력 가정치 설정을 위한 출산예측모형의 본질적 과제는 어떻게 기간효과(를 슬기롭게 다루느냐 하는 것이다. 코호트모형을 근간으로 하여, 최근의 실적치를 바탕으로 약간의 기간적 수정을 하는 것을 제외하고는 기간효과를 별도로 취급하기는 쉽지 않다.

핵심단어: 연령별출산율, 장래인구추계, 출산예측모형, 일반화로그감마모형, 코호트모형, 기간모형, 출생순위별 연령별 출산율

* 이 연구는 통계청의 2006년 장래인구추계를 위한 출산/사망예측모형의 개발을 위한 연구에서 나온 것 중에서 출산력 가정치의 설정에 관련된 부분을 요약하여 정리한 것이다.

** 충남대학교 사회학과 교수

I. 출산예측모형의 선택과 보정

본 연구의 일차적 목적은 한국의 장래인구추계를 위한 준비 작업으로서, 출산예측모형을 선택하고 보정하여, 상당수준의 논리성과 설득력을 가지고 여자의 장래 연령별 출산율을 추계하는 것이다. 먼저, 본 연구는 일본의 장래인구추계와 마찬가지로 출산예측모형으로서 로그감마모형을 선택하는데, 여기서는 이 모형을 선택하여 장래 연령별 출산율의 가정치를 설정하는 이유를 설명한다(金子隆日, 1993; 高橋重郷 외, 2002; 日本國立社會保障・人口問題研究所, 2002).

1. 출산예측모형의 특성

출산행위의 실제모습을 기술하는데 많은 방법과 모형이 제시되어 왔다. 출산예측모형의 분류법은 많지만, 기본적으로 (1) 수리적·경험적 모형(mathematical-empirical model), (2) 코호트·기간모형(cohort-period model), (3) 연령별·지속기간별 모형(age-duration-specific model) 등을 들 수 있다. 이 중에서 장래인구추계의 출산력 가정치 설정 방법과 관련되는 출산예측모형에는 어떤 것이 있는가에 살펴본다.

(1) 경험적 모형 대 수리적 모형

출산예측모형으로서 경험적 모형과 수리적 모형 중에서 어느 것을 택하는 것이 좋을 것인가? 일반적으로 장래인구추계를 위한 출산예측모형에 필수적으로 요구되는 것은 출산력을 시간적으로 불변요소와 가변요소로 구분하는 것이다(Bell, 1998; Kaneko, 2003). 가변요소는 규칙적으로 변하는 성분과 변칙적으로 움직이는 성분으로 나눌 때, 전자는 실제로 관찰하지 않고서도 가정된 추이를 장래에 투영함하기만 하면, 장래 연령별 출산율의 가정치 설정에 아무런 어려움이 없을 것이다. 따라서 이러한 규칙적으로 변화하는 성분을 파라미터로 추출하여 독립적인 조작을 행할 수 있어야 한다는 것이 예측모형의 일차적 조건이다. 곧 파라미터 모형이야말로 출산예측모형으로서 바람직한 속성을 지닌다고 할 수 있다. 일반적으로 파라미터 모형으로서는 경험적 모형보다 수리적 모형 쪽이 더욱 이상적인 특징을 지닌다고 할 수 있다. 다만 현실 적합성이라는 문제를 고려

한다면 경험적 모형이 수리적 모형보다 유리한 입장에 있다.

그러나 파라미터는 가상적이라기보다는 뭔가의 실체, 곧 출산모형에서 이른바 개인의 출산행태를 기술하는 것이 바람직스럽다. 왜냐하면, 개인의 출산행태는 현실적으로 관찰 가능한 것이며, 출산력 동향조사에 얻을 정보를 모형 자체에 적용할 수 있기 때문이다. 더욱이, 출산예측모형에서 파라미터가 실체를 가진다면, 그것을 통하여 변동의 범위를 경험적으로 예측할 수도 있을 것이다.

(2) 코호트 모형 대 기간 모형

기간출산율은 해당 기간 몇 명의 신생아가 태어나며, 결국, 연령별 인구구조가 시계열적으로 어떻게 변화하는가를 보여준다. 한편 코호트출산율은 특정 집단의 개별 구성원들이 집단의 존속을 위하여 재생산 활동을 하는 정도를 보여준다(전광희, 2004a). 기간 출산율과 코호트 출산율이 동일한 렉시스 다이어그램에서 계산될 수 있고, 계산에 사용되는 분모인 가임여성이나 분자인 신생아수가 동일한 것임에도 불구하고, 이들 지표의 관계는 연령별 출산연령의 시계열적 변동은 물론 여타의 수많은 요인들에 의존하기 때문에 이들을 출산력 수준을 평가하는데 있어서 완전히 다른 두 종류의 개념으로 다루지 않으면 안 될 것이다.

장래인구추계에서 출산예측모형을 선택할 때, 코호트모형과 기간모형의 선택과 관련하여, 실제의 개인의 생애 주기적 관점에서 파악하는 코호트모형이 인구학적 행동의 정합성이라는 관점에서 유리하다. 이것은 특정시점의 출산행태에 대하여, 개인의 출산경험이라는 변수가 시대라는 변수보다 중요하다는 의미는 아니며, 예측가능성이라는 측면에서 전자가 후자보다 우위에 있다고 생각하면 된다. 물론 기간효과, 곧 시대가 개인의 출산행태에 미치는 효과를 정확히 확인하는 방법은 존재하지 않으며, 그것을 확인하는 방법은 현재의 분석기법으로는 한계가 있음을 인정하여야 한다.

(3) 출산예측모형의 선택

이상에서 언급한 것처럼 코호트 관점과 기간관점을 종합적으로 고려하여, 한국의 출산예측모형은 코호트의 출산행태에 입각한 파라미터 모형을 이상적이라고 판단한다.

본 연구는 우선 2~3가지 이유로 출생순위별 출산모형에서 출발한다. 첫째 이유는 출생순위별 출산모형에 확률분포모형을 직접 응용할 수 있는 장점이 있다.

출생순위별로 구분하지 않은 연령별 출산율을 장래인구추계에서 직접 사용하기는 하지만, 이것은 복합사건이기 때문에 확률분포모형을 적용하는 것이 그리 쉽지를 않다. 확률분포모형을 사용하면, 파라미터 추정 등에서 이론적 기반이 확고한 고전적 방법을 이용할 수 있어서 유리한 점이 있다. 둘째로, 출생순위별 출산력은 비교적 많은 연구가 진행된 Coale-McNeil의 초혼모형을 적용할 수 있는 장점이 있다. 이것은 인구현상을 기술하는 모형으로서의 적합성이라는 관점에서도 바람직한 속성을 가진다. 셋째로, 출생순위별 출산율을 예측할 수 있게 되면, 가구규모별 가구수 추계를 비롯하여, 출생순위에 따라 달라지는 모든 사건(예: 인구추계에서 출생성비에 따른 신생아의 남녀별 배분, 여성의 유급노동시장 참가, 아동수당 소요비용 추정, 산전후 휴가기간 책정 등)에 대한 응용이 가능할 것이다.

출산력을 출생순위별로 구분하면 단점도 있다. 우선, 출산모형의 파라미터수가 많고, 추정절차도 번잡해지기 쉽다. 출생순위마다 독립적으로 파라미터를 추정해야 한다는 사실은 인구추계 시스템으로 성가신 측면이 있기 때문에, 이 문제는 나중에 재론하기로 한다.

그런데 연령별 출산율 모형으로서 확률모형을 적용하는데, 출생순위 n , 연령 x 에서의 누적출산율을 $F_n(x)$, 출산연령 x 를 확률변수로 하는 확률분포의 누적분포함수를 $G(x)$ 로 하여

$$F_n(x; C_n, P) = C_n \cdot G(x; P) \quad (1)$$

이 성립할 수 있다면 좋을 것이다. 다만 C_n 은 생애기간 중 출생순위 n 의 자녀를 출산할 확률, P 는 확률분포의 파라미터 세트를 총칭하는 기호이다. 누적출산율 $F_n(x)$ 는 여자가 x 세에 이르기까지 출생순위 n 의 자녀를 출산할 확률을 나타내는 함수이다. 이것은 물론 통계학자 Ronald Fisher의 최우법(maximum likelihood method)에 의한 파라미터 추정 등의 통계기법을 적용할 수 있는 장점이 있다. 또 출산율 함수 $f_n(x)$ 는 $g(x)$ 를 x 의 확률밀도함수로 하여,

$$f_n(x) = \frac{dF_n(x)}{dx} = C_n \cdot g(x) \quad (2)$$

로 주어진다. 다만, 우리가 흔히 사용하는 완결연령 a 세의 출산율은

$F_n(a+1) - F_n(a)$ 을 계산한 것이 된다.

출생순위를 구분하지 않은 연령별출산율 $F_t(x)$ 는 출생순위별로 계산한 연령별출산율들의 합으로 계산할 수 있다. 곧

$$F_t(x) = \sum_{n=1}^L F_n(x) \quad (3)$$

이 성립한다. 다만 L 은 최종 출생순위이다. 본 연구에서는 $L=4$ 로서, 넷째 자녀 이상의 출생은 모두 넷째 자녀에 포함하여 계산된다. 다음부터 수식이나 문맥에서 혼란이 생기지 않으면 첨자 t, n 은 생략한다.

본 출산예측모형의 구축에 사용될 출생순위별 코호트 출산율을 인구역출(demographic translation)의 관점에서 <표 1-1>, <표 1-2>, <표 1-3>, <표 1-4>는 1950-1989년의 출생코호트에 대하여 출생순위별 코호트 연령별 출산율로, 각각 첫째자녀, 둘째자녀, 셋째자녀, 넷째자녀 이상의 코호트 연령별 출산율이다 (통계청, 2005a, 2005b).

<표 1-1> 한국 여성의 코호트별 첫째자녀의 연령별 출산율:
1950~1989년

연령/코호트	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1984	1989
15	0.00052	0.00059	0.00029	0.00069	0.00049	0.00016	0.00012	0.00014	0.00021
16	0.00461	0.00498	0.00418	0.00352	0.00130	0.00080	0.00051	0.00050	
17	0.01184	0.01168	0.01068	0.00932	0.00306	0.00221	0.00173	0.00124	
18	0.02410	0.02336	0.01637	0.01570	0.00624	0.00475	0.00346	0.00313	
19	0.03956	0.03941	0.03036	0.02414	0.01131	0.00920	0.00639	0.00487	
20	0.07195	0.06908	0.04707	0.03699	0.02002	0.01628	0.00985	0.00573	
21	0.09542	0.07969	0.07216	0.05304	0.03588	0.02426	0.01224		
22	0.10712	0.10274	0.10415	0.07158	0.05687	0.03485	0.01846		
23	0.12967	0.11099	0.11946	0.09534	0.07375	0.04526	0.02166		
24	0.12811	0.13290	0.12249	0.11614	0.08977	0.06177	0.02941		
25	0.11167	0.12435	0.11545	0.12158	0.10520	0.07325			
26	0.08174	0.10688	0.09814	0.12831	0.10740	0.08086			
27	0.05940	0.06200	0.07528	0.10292	0.09755	0.07705			
28	0.04204	0.03884	0.05252	0.06935	0.07906	0.08037			
29	0.03025	0.02454	0.03468	0.04592	0.05731	0.07184			
30	0.02317	0.01658	0.02414	0.02900	0.04250				
31	0.00934	0.01204	0.01803	0.01962	0.02918				
32	0.00782	0.00889	0.01350	0.01510	0.02154				
33	0.00514	0.00691	0.01036	0.01093	0.01684				
34	0.00386	0.00535	0.00771	0.00834	0.01358				
35	0.00280	0.00444	0.00568	0.00695					
36	0.00213	0.00396	0.00432	0.00535					
37	0.00184	0.00322	0.00338	0.00575					
38	0.00136	0.00249	0.00258	0.00303					
39	0.00091	0.00190	0.00183	0.00240					
40	0.00068	0.00127	0.00144						
41	0.00068	0.00094	0.00098						
42	0.00053	0.00058	0.00066						
43	0.00031	0.00037	0.00042						
44	0.00013	0.00023	0.00026						
45	0.00009	0.00016	0.00017						
46	0.00006	0.00008	0.00011						
47	0.00006	0.00012	0.00011						
48	0.00004	0.00005	0.00005						
49	0.00002	0.00005	0.00005						
Total	0.99911	0.99903	0.99902	0.99902	0.86784	0.58282	0.10199	0.01581	0.00021

〈표 1-2〉 한국 여성의 코호트별 둘째자녀의 연령별 출산율: 1950-1989년

연령/코호트	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1984	1989
15	0.00007	0.00008	0.00006	0.00008	0.00007	0.00002	0.00000	0.00001	0.00000
16	0.00046	0.00045	0.00057	0.00072	0.00013	0.00005	0.00003	0.00003	
17	0.00174	0.00154	0.00178	0.00146	0.00039	0.00020	0.00012	0.00008	
18	0.00459	0.00425	0.00334	0.00361	0.00089	0.00052	0.00035	0.00028	
19	0.01009	0.00883	0.00872	0.00659	0.00185	0.00128	0.00083	0.00054	
20	0.02396	0.01734	0.01475	0.01037	0.00354	0.00296	0.00166	0.00095	
21	0.04063	0.03060	0.02913	0.01507	0.00691	0.00526	0.00285		
22	0.06066	0.05401	0.05372	0.02175	0.01518	0.00923	0.00452		
23	0.08406	0.08226	0.08836	0.03215	0.02089	0.01477	0.00893		
24	0.10897	0.09727	0.07676	0.04747	0.03459	0.02209	0.00946		
25	0.12284	0.10174	0.08697	0.06141	0.05178	0.03161			
26	0.11874	0.12375	0.08655	0.08397	0.05501	0.03823			
27	0.11334	0.10737	0.09370	0.09661	0.07584	0.04175			
28	0.08603	0.08289	0.07798	0.08002	0.07831	0.05210			
29	0.07850	0.05037	0.05583	0.08537	0.07277	0.05438			
30	0.05256	0.03303	0.05113	0.07025	0.07420				
31	0.03245	0.02281	0.04218	0.05339	0.05324				
32	0.01677	0.01506	0.03176	0.03657	0.03951				
33	0.01026	0.01049	0.02098	0.02324	0.03061				
34	0.00585	0.00765	0.01552	0.01687	0.02259				
35	0.00361	0.00296	0.01068	0.01277					
36	0.00246	0.00462	0.00750	0.00855					
37	0.00181	0.00283	0.00555	0.00554					
38	0.00123	0.00291	0.00376	0.00393					
39	0.00085	0.00192	0.00225	0.00270					
40	0.00064	0.00134	0.00171						
41	0.00046	0.00079	0.00081						
42	0.00033	0.00057	0.00055						
43	0.00020	0.00028	0.00032						
44	0.00014	0.00015	0.00018						
45	0.00010	0.00006	0.00010						
46	0.00006	0.00004	0.00006						
47	0.00005	0.00006	0.00006						
48	0.00003	0.00002	0.00002						
49	0.00002	0.00001	0.00000						
Total	0.98586	0.85449	0.85474	0.79249	0.64610	0.27510	0.02676	0.00189	0.00000

〈표 1-3〉 한국 여성의 코호트별 셋째자녀 이상의 합계출산율: 1950~1989년

연령/코호트	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1984	1989
15	0.00001	0.00001	0.00001	0.00002	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
16	0.00008	0.00008	0.00008	0.00010	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000	
17	0.00014	0.00014	0.00023	0.00011	0.00001	0.00002	0.00000	0.00000	
18	0.00044	0.00044	0.00034	0.00023	0.00003	0.00002	0.00001	0.00001	
19	0.00121	0.00121	0.00083	0.00048	0.00009	0.00004	0.00004	0.00004	
20	0.00232	0.00232	0.00193	0.00076	0.00018	0.00012	0.00007	0.00004	
21	0.00514	0.00514	0.00480	0.00121	0.00032	0.00028	0.00015		
22	0.01073	0.01073	0.01007	0.00174	0.00080	0.00050	0.00025		
23	0.01444	0.01444	0.01103	0.00227	0.00113	0.00087	0.00047		
24	0.02545	0.02545	0.01058	0.00907	0.00206	0.00154	0.00084		
25	0.03164	0.03164	0.01116	0.00421	0.00316	0.00263			
26	0.04554	0.04554	0.01169	0.00574	0.00475	0.00331			
27	0.04766	0.04766	0.01132	0.00818	0.00739	0.00386			
28	0.03221	0.03221	0.01131	0.00967	0.00810	0.00529			
29	0.01859	0.01859	0.01125	0.01192	0.01084	0.00671			
30	0.01337	0.01337	0.01136	0.01360	0.01364				
31	0.01048	0.01048	0.01075	0.01461	0.01194				
32	0.00720	0.00720	0.01122	0.01454	0.01104				
33	0.00564	0.00564	0.00872	0.01279	0.00895				
34	0.00442	0.00442	0.00883	0.01043	0.00895				
35	0.00418	0.00418	0.00727	0.00908					
36	0.00336	0.00336	0.00564	0.00636					
37	0.00290	0.00290	0.00438	0.00434					
38	0.00201	0.00201	0.00304	0.00317					
39	0.00144	0.00144	0.00182	0.00217					
40	0.00104	0.00104	0.00137						
41	0.00083	0.00083	0.00084						
42	0.00042	0.00042	0.00047						
43	0.00029	0.00029	0.00029						
44	0.00012	0.00012	0.00018						
45	0.00010	0.00010	0.00008						
46	0.00005	0.00005	0.00003						
47	0.00003	0.00003	0.00006						
48	0.00002	0.00002	0.00002						
49	0.00001	0.00001	0.00001						
Total	0.29351	0.29351	0.17414	0.14080	0.09537	0.02519	0.00184	0.00009	0.00000

〈표 1-4〉 한국 여성의 코호트별 넷째자녀 이상의 연령별 출산율:
1950~1989년

연령/코호트	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1984	1989
15	0.00000	0.00000	0.00001	0.00090	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
16	0.00000	0.00004	0.00003	0.00010	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
17	0.00000	0.00003	0.00005	0.00002	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
18	0.00000	0.00009	0.00012	0.00003	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
19	0.00000	0.00026	0.00013	0.00004	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
20	0.00000	0.00051	0.00037	0.00006	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00000
21	0.00151	0.00060	0.00059	0.00009	0.00003	0.00001	0.00000	0.00000	
22	0.00321	0.00173	0.00115	0.00017	0.00007	0.00003	0.00003	0.00001	
23	0.00566	0.00309	0.00215	0.00027	0.00009	0.00004	0.00003		
24	0.00929	0.00411	0.00258	0.00032	0.00019	0.00009	0.00012		
25	0.01302	0.00751	0.00254	0.00040	0.00028	0.00014			
26	0.01448	0.00976	0.00250	0.00058	0.00027	0.00023			
27	0.02318	0.01352	0.00251	0.00063	0.00053	0.00028			
28	0.03055	0.01575	0.00236	0.00090	0.00067	0.00036			
29	0.02837	0.01165	0.00219	0.00095	0.00084	0.00044			
30	0.03511	0.00761	0.00221	0.00116	0.00093				
31	0.0382	0.00568	0.00218	0.00129	0.00106				
32	0.02738	0.00444	0.00211	0.00119	0.00108				
33	0.01910	0.00304	0.00205	0.00146	0.00098				
34	0.01073	0.00250	0.00172	0.00126	0.00108				
35	0.00551	0.00202	0.00167	0.00137					
36	0.00391	0.00186	0.00142	0.00128					
37	0.00255	0.00149	0.00110	0.00087					
38	0.00166	0.00118	0.00069	0.00075					
39	0.00123	0.00090	0.00063	0.00057					
40	0.00078	0.00066	0.00054						
41	0.00056	0.00045	0.00032						
42	0.00046	0.00029	0.00021						
43	0.00031	0.00018	0.00014						
44	0.00019	0.00015	0.00011						
45	0.00014	0.00007	0.00005						
46	0.00007	0.00006	0.00003						
47	0.00007	0.00004	0.00003						
48	0.00001	0.00004	0.00003						
49	0.00002	0.00002	0.00001						
Total	0.27068	0.10149	0.03869	0.01574	0.00616	0.00165	0.00018	0.00000	0.00000

2. 출산력의 추정 · 추계를 위한 로그감마분포모형

본 연구는 출산예측모형 중에서 로그감마분포모형(log-gamma distribution model)을 선택하는데, 이것은 파라미터의 설정방식에 따라서 3종류의 모형으로 대별할 수 있다. 그 중에서 가장 일반적인 형태는 4-파라미터 모형이다.

$$f(x) = \frac{C|\lambda|}{b\Gamma(1/\lambda^2)} \left(\frac{1}{\lambda^2}\right)^{\lambda^2} \exp\left[\frac{1}{\lambda} \left(\frac{x-u}{b}\right) - \frac{1}{\lambda^2} \exp \lambda \left(\frac{x-\mu}{b}\right)\right] \quad (4)$$

$$F(x) = C \cdot I(\lambda^{-2}, \lambda^{-2} \exp(\lambda \frac{x-\mu}{b})) \quad (5)$$

$$0 \leq C \leq 1, -\infty < \mu < \infty, b > 0, -\infty < \lambda < \infty, \lambda \neq 0$$

로 주어진다. C는 특정연도에 출생한 코호트가 i번째 자녀를 출산할 확률을 표

시하는 파라미터이다(C의 의미는 다른 출산예측모형의 경우에서도 동일하다). μ, λ, b 는 C와 마찬가지로 실측치의 자료를 근거로 하여 추정되어야 할 파라미터에 속한다. 또 $\Gamma(*), I(*)$ 는 각각 감마함수(gamma function), 불완전 감마함수(incomplete gamma function)를 표시한다).

이 파라미터 중에서, λ 는 상대적으로 안정적이고 고정적인 값을 취하는 것으로 알려져 있다. 유럽의 연령별 초혼율과 첫째자녀의 연령별 출산율에 제대로 적합 시킬 수 있는 Coale-McNeil의 초혼모형은 $\lambda = 1.287$ 의 값을 취하는 경우에 해당한다²⁾. 또 일본의 경우에는 $\lambda = -0.7465$ 의 값을 취하는 경우에 해당한다. 이와 같이 λ 값을 고정시켜서, 상대적으로 다루기가 쉬운 간편한 3-파라미터 모형(3-parameter model)을 얻을 수 있다. 또 u, b 는 각각 위치 파라미터(location parameter), 척도 파라미터(scale parameter)이다. 따라서 λ 를 고정한 경우에는 평균과 표준편차를 파라미터로 사용할 수 있을 것이다³⁾.

다음에는 로그-감마분포 모형을 경험적으로 보정하는 것으로, 이른바 “보정형 모형”이 제안될 수 있다.

또 감마분포도 같은 종류의 모형으로서 연령별 출산율의 예측모형으로서 활용 할 수 있기 때문에 다음 모형과 비교대상에 놓게 된다. 이것의 누적출산율 함수(4개의 파라미터)는

1) 감마함수 Γ , 불완전감마함수 I 는 아래와 같이 표시할 수 있다.

$$\Gamma(x) = \int_0^{\infty} u^{x-1} e^{-u} du, \quad x > 0.$$

$$I(k, t) = \frac{1}{\Gamma(k)} \int_0^t u^{k-1} e^{-u} du, \quad k > 0, c > 0.$$

2) Coale은 스웨덴 여성을 대상으로 초혼율함수의 표준을 제안하고, 이것을 수리적 공식으로 표현하였다. 그에 의하면, 출산국가가 다른 여성들의 연령별 초혼율은 3개의 파라미터를 보정하게 되면 사실상 동일한 유형을 보이게 된다고 주장하였다. 또, Rodriguez와 Trussell은 이것을 변형하여, 평균과 표준편차를 파라미터로 하는 형식으로 나타냈다. 곧

$$f(x) = C \cdot 1.2813 \cdot \exp\left[-1.145\left(\frac{x-\mu}{\sigma} + 0.805\right) - \exp\left(-1.896\left(\frac{x-\mu}{\sigma} + 0.805\right)\right)\right].$$

여기서 μ, σ 는 각각 5초혼연령의 평균과 표준편차이다. 이와 관련된 문헌으로서는 Coale and McNeil(1972), Coale and Trussell(1974), Kaneko Ryuichi(2003)을 참고하면 좋을 것이다.

3) 평균을 μ , 표준편차를 σ 로 표시하면,

$$\mu = u + (b/\lambda)[\Phi(\lambda^{-2}) + \ln \lambda^2]$$

$$\sigma^2 = (b/\lambda)^2 \Phi'(\lambda^{-2})$$

의 관계에 있다. 다만 Φ, Φ' 는 각각 2-파라미터 감마함수, 3-파라미터 감마함수이다. 따라서 λ 가 불변의 일정한 값을 취하는 경우, μ, σ 를 파라미터로 하는 location-scale family로 취급할 수 있다.

$$F(t) = CI(k, (at)^\beta) \quad (6)$$

$$0 \leq C \leq 1, k > 0, \alpha > 0, \beta > 0.$$

이다. 일반적으로 사용하는 감마분포는 $\beta=1$ 로 고정한 것이며, 이것을 사용한 모형을 3 파라미터 모형(3-parameter model)이라고 부른다, 다만 여기서 $t = x - 15$ 로 하여야 할 것이다

3. 보정함수

어떤 예측모형, 곧 예측확률이 높은 모형도 100% 실적치에 근접하는 경우는 없다. 그 잔차(residual error)는 측정오차 등의 비체계적 오차와 모형의 재현성의 불량에 기인하는 구조적, 체계적 오차로 나눌 수 있고, 체계적 오차에 대해서는 그 규칙성을 이용하여 보정할 수 있는 방법을 찾아야 한다. 여기에서는 로그-감마분포 모형(4-parameter)에 대해서 실적치와의 적합도를 향상시키는 것을 목적으로 하는, 잔차분석을 시도하여 보정을 하는 방법을 생각할 필요가 있다.

본 연구의 우리나라 연령별 출산율에 대한 가정치의 설정에서 <표 2>에서 제시된 출생순위별 보정함수를 도입하기 위하여 사용하는 자료는 일본 여자 1935~1946년생 코호트의 출생순위별 연령별 출산율이다(金子隆日, 1993; Kaneko, 2003). 앞에서와 같이, 출산을 종료한 1950-55년생 코호트와 아직 출산을 종료하지 않은 1956-60년생 코호트를 합쳐서 모두 11개의 출생코호트를 이 분석 대상에서는 고려한 것이다. 이들에 대하여 4-파라미터 로그-감마분포모형에 적합하기 위하여, 연령별 누적출산율의 잔차를 계산하였다. 연령에 해당하는 X축은 감마분포의 각각의 코호트에 대한 파라미터를 사용하여 표준화하도록 할 것이다. 이것으로서, 연령축 상에서 잔차 분포의 위치(location)와 척도(scale)를 표준화할 수 있을 것이다. 곧, 각 누적출산율의 잔차(E)를

〈표 2〉 일본 여자 코호트의 출생순위별 출산력에 대한 보정함수의 값들

Standardized Age (z)	Birth Order (n)				
	1	2	3	4	5 and over
-3.6	0.00000	0.00001	-0.00001	-0.00001	-0.00004
-3.4	0.00000	0.00002	-0.00001	-0.00003	-0.00009
-3.2	0.00000	0.00006	0.00001	-0.00008	-0.00012
-3.0	0.00000	0.00012	0.00007	-0.00012	-0.00009
-2.8	0.00011	0.00027	0.00024	-0.00010	-0.00023
-2.6	0.00041	0.00057	0.00062	0.00007	-0.00075
-2.4	0.00097	0.00110	0.00117	0.00043	-0.00131
-2.2	0.00185	0.00188	0.00171	0.00082	-0.00187
-2.0	0.00291	0.00260	0.00192	0.00100	-0.00198
-1.8	0.00386	0.00280	0.00162	0.00054	-0.00171
-1.6	0.00381	0.00199	0.00058	-0.00045	-0.00173
-1.4	0.00213	-0.00015	-0.00156	-0.00150	-0.00147
-1.2	-0.00142	-0.00321	-0.00459	-0.00289	-0.00070
-1.0	-0.00667	-0.00626	-0.00740	-0.00394	0.00158
-0.8	-0.01246	-0.00913	-0.00905	-0.00414	0.00565
-0.6	-0.01713	-0.01163	-0.00886	-0.00310	0.00829
-0.4	-0.01836	-0.01164	-0.00649	-0.00064	0.00888
-0.2	-0.01562	-0.00854	-0.00240	0.00256	0.00953
0.0	-0.00982	-0.00323	0.00254	0.00423	0.00840
0.2	-0.00128	0.00317	0.00707	0.00481	0.00534
0.4	0.00845	0.00906	0.00943	0.00605	-0.00010
0.6	0.01640	0.01321	0.00989	0.00744	-0.00558
0.8	0.02127	0.01503	0.00952	0.00694	-0.00925
1.0	0.02286	0.01437	0.00861	0.00412	-0.01156
1.2	0.02157	0.01162	0.00701	0.00108	-0.01133
1.4	0.01817	0.00772	0.00457	-0.00101	-0.00855
1.6	0.01364	0.00386	0.00175	-0.00292	-0.00586
1.8	0.00890	0.00075	-0.00065	-0.00406	-0.00334
2.0	0.00449	-0.00154	-0.00228	-0.00394	-0.00048
2.2	0.00064	-0.00314	-0.00326	-0.00378	0.00203
2.4	-0.00248	-0.00410	-0.00369	-0.00337	0.00386
2.6	-0.00474	-0.00446	-0.00377	-0.00367	0.00411
2.8	-0.00617	-0.00438	-0.00350	-0.00189	0.00346
3.0	-0.00689	-0.00404	-0.00295	-0.00106	0.00269
3.2	-0.00708	-0.00354	-0.00235	-0.00039	0.00185
3.4	-0.00689	-0.00298	-0.00182	0.00006	0.00123
3.6	-0.00645	-0.00242	-0.00135	0.00032	0.00076
3.8	-0.00581	-0.00188	-0.00095	0.00042	0.00040
4.0	-0.00506	-0.00139	-0.00063	0.00040	0.00010
4.2	-0.00428	-0.00099	-0.00039	0.00030	0.00000
4.4	-0.00352	-0.00068	-0.00021	0.00021	0.00000
4.6	-0.00285	-0.00044	-0.00010	0.00015	0.00000
4.8	-0.00225	-0.00026	-0.00004	0.00010	0.00000
5.0	-0.00172	-0.00015	-0.00001	0.00005	0.00000
5.2	-0.00126	-0.00008	0.00000	0.00002	0.00000
5.4	-0.00090	-0.00003	0.00001	0.00000	0.00000
5.6	-0.00062	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
5.8	-0.00041	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000
6.0	-0.00025	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000
6.2	-0.00013	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000
6.4	-0.00005	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000
6.6	0.00000	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000
6.8	0.00002	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000
7.0	0.00003	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

Note: These are the adjustment values for the cumulative function of the GLG model for fertility schedules by birth order by standardized age prepared for Japanese female cohorts.

$$E(z) = Fz - \hat{F}(z; C, \lambda, 0, 1) \quad (7)$$

$$z = \frac{x-u}{b}$$

으로 구한다. 다만 x 는 통상의 연령(chronological age, $x = 15, 17, \dots, 48, 49$), z 를 표준화된 연령(standardized age), $F(z)$ 는 표준화된 연령에서의 누적출산율의 실적치, $\hat{F}(z)$ 는 $F(z)$ 는 같은 연령에서의 누적출산율의 모형값, C, λ, μ, b 는 일반화 로그감마분포모형에 의하여 추정된 파라미터이다.

출산예측모형은 연령별 잔차유형의 일부를 흡수할 필요가 있으며, 특히 출생 순위가 낮은 경우에는 예측가능한 변동부분이 많아진다. 이들 잔차의 모형화는 새로운 파라미터 도입에 의한 방법도 생각할 수 있겠지만, 잔차 \bar{E} 의 평균을 잔차의 모형패턴으로 채택할 수 있다. 이로써 출산예측모형에 새로운 파라미터를 추가하지 않고, 각 출생순위에 대하여 얻은 누적출산율 함수의 보정함수를 사용한다. 여기에 따라 보정된 누적출산율 함수 $\bar{F}(x)$ 는

$$\bar{F}(x) = \hat{F}(x; C, \lambda, u, b) + \xi\left(\frac{x-u}{b}\right) \quad (8)$$

가 된다. 다만 $\bar{F}(x)$ 를 계산하는데 ξ 는 연속함수일 필요가 있기 때문에, 적당한 보간법이 요구되며, 본 연구에서 사용된 추계프로그램은 3차 스플라인 보간법(third-order spline interpolation)을 사용하여, <표 2>에 제시된 보정함수의 수치를 계산한다.

본 연구는 이러한 절차를 통하여 얻은 모형을 로그-감마분포모형의 보정모형이라고 부른다. 이 보정모형은 새로운 파라미터를 추가하지 않고, 적합도를 개선할 수 있기 때문에, 다른 모형과 마찬가지로 파라미터의 추정 등 통계적 조작이 가능하다.

II. 출산력 파라미터의 추정과 설정

여기서는 보정형의 연령별 출산율 모형을 재생산을 완료하지 않은 상대적으로 젊은 출생코호트를 포함하는 실적치 자료에 맞추기 위하여, 출산력 파라미터를

추정하는 방법에 대하여 설명한다. 이것은 실제로 한국 여성의 출생 동태자료를 사용하여 장래인구추계에 필요한 출산예측모형의 파라미터를 추정하고 설정하는 작업이 될 것이다.

1. 최우법

특정의 출생코호트가 재생산을 끝내는 경우에는, 파라미터의 추정치로서 C에 50세 시의 누적출산율을 바탕으로 하여, 3개의 다른 파라미터 μ , a , b 를 출산 연령분포의 최초의 3개 모멘트, 곧 평균(mean), 분산(variance), 왜도(skewness) 등에서 구하는데 아무런 문제가 없을 것이다. 이것을 우리는 적률법(moment method)이라고 부른다. 특히 파라미터 λ 를 일정의 상수값에 고정하는 경우에는 이 방법이 간편하고, 상대적으로 큰 표본인 경우에는 추정치가 상대적으로 정확하다. 그러나 이 방법을 우측절단(right censoring)을 포함하는 표본, 곧 재생산이 현재 진행 중인 상태에 있는 젊은 출생코호트의 경우에 그대로 적용하는 일은 상대적으로 힘들다. 따라서 2005년 인구총조사의 기준인구를 바탕으로 실시되어야 할 장래인구추계에 적용할 출산예측모형의 개발과 그에 따른 연령별 출산율의 추계에서 코호트의 연령별 출산율에 우측절단을 포함하는 표본에 대해서도 효과적으로 적용될 수 있는 최우법을 사용하는 것이 불가피하다. 그렇다면, 최우법의 특징은 무엇인가에 대하여 그 특징을 설명하고자 한다.

n 번째 자녀의 출산을 예로 들어보자, a 세에 출산을 개시하여 x 세 직전에 종료한 크기가 N 명의 여자 출생코호트가 그 연령에 이르기까지 a 세로 m_a 명이 n 째 자녀의 출산을 경험하고 나머지 S 명이 출산을 경험하지 않는다고 한다. (물론, 여기서 사망과 전출로 인하여 코호트 크기가 줄어드는 일은 생기지 않는다고 가정한다. 결국, N 명의 출생코호트는 재생산의 전체과정에서 동일하다고 가정한다.) 그러면,

$$N = \sum_{\alpha=a}^{x-1} m_{\alpha} + S_x$$

라는 관계가 성립한다. 이러한 재생산 과정의 연령별 누적출산율 함수가 $F(x, P)$ 로 주어지면, 위와 같은 표본을 얻을 확률은 각각의 출산은 독립사건으로, $x-a+1$ 개의 파라미터 $[m_x(a=\alpha, \dots, x-1), S_x]$ 을 갖는 다항분포

(multinomial distribution)가 되며, 곧 그 확률(L)은 다음과 같다.

$$L = \frac{M!}{m_s! m_{s+1}! \dots m_{x-1}! S_x!} \cdot \left[\prod_{a=\alpha}^{x-1} (F(a+1, P) - F(a, P))^{m_a} \right] 1$$

$$= F(x, P)^{S_x}$$

최우법에서는 실제의 표본에서 계산한 확률을 $F(x, P)$ 의 파라메터 P의 함수로 보고(우도함수), 그것을 최대화하는 한 세트의 파라메터를 추정치로 채택한다. 다만 그 절차는 L의 로그값에서 상수항을 제외한 함수 곧

$$\log L' = \sum_{a=\alpha}^{x-1} m_a \ln [F(a+1, P) - F(a, P)] + S_x \ln [1 - F(x, P)]$$

을 최대화하는 것과 동등하고 수치적으로도 취급하기 쉽기 때문에, 실제 계산에서도 이 함수를 사용하는 것이 좋다. 또 m_a, S_x 로서 이들 상수를 표본 N으로 나눈 율(rate)을 사용해도, 파라메터의 추정결과는 동일하다. 코호트의 실측치 자료에서 사망, 국제이동 등으로 출생코호트의 성숙과정에서 구성원의 규모가 줄어들기 때문에, 이들의 영향을 배제하기 위해서는 m_a, S_x 에 율을 주는 방법이 바람직스럽다고 생각한다. 따라서 여기에서는 m_a 로서는 연령 a에서의 출산율, S_x 로서는 연령 x 시점에서 n번째 자녀의 출산을 경험하지 않는 여자들의 비율을 주어, $\log L'$ 를 수치적으로 최대화하는 파라메터의 추정치를 구하게 된다.

2. 출산력 파라메터 추정

위의 방법을 통하여, 우리는 재생산을 종결하지 않은 출생코호트를 포함하는 모든 코호트의 출산력 파라메터를 추정하는 출산예측모형을 생각할 수 있을 것이다. 그러나 재생산을 종결하지 않은 젊은 출생코호트의 경우에는 파라메터의 추정결과는 상대적으로 불안정할 수밖에 없다. 이처럼 우측절단에 의한 추정결과의 불안정성에 대해서는 재생산 과정을 종료한 출생코호트의 자료를 재생산 과정의 다양한 시점에서 실험적으로 우측절단을 경험하는 코호트의 경우의 추정치와 비교함으로써 어느 정도 경향을 파악할 수 있는 불확실성의 문제가 존재한다.

이와 관련된 실험은 우측절단에 따른 영향력은 파라메터별로 달라지는데, 동

시에 추정하는 파라미터의 수와 조합에 따라 영향력은 달라질 것이다. 곧, 특정한 파라미터를 적당한 값에 고정시키고, 동시에 추정해야 하는 파라미터의 수를 줄이면 줄일수록 파라미터의 값은 더욱 더 안정된 수치를 갖게 된다. 특히, λ , C 를 순서에 따라 고정하는 경우에, 나머지 파라미터 추정치의 안정성을 개선할 수 있다. 또 출생순위가 높을수록, 출산연령도 높아지기 때문에, 출산순위가 높을수록 우측절단으로 인하여 여타 파라미터의 추정의 안정성에 문제가 생기게 마련이다.

이상과 같은 상황을 염두에 두고, 본 연구의 출산예측모형에서 실제 출산력 파라미터는 다음과 같은 절차에 따라 구한다. 우선, 1950~1989년생의 40개 코호트에 대하여 전체 4개의 파라미터를 동시추정하고, 각 출산순위에 대하여, 재생산을 종료하였다고 생각되는 출생코호트, 곧 1950~1960년생의 11개의 코호트에 대해서는 이 추정치를 활용한다. 다음으로, 상대적으로 젊은 출생코호트의 경우에는 하나 또는 그 이상의 파라미터를 위의 동시추정에서 구한 값으로 고정하여 다른 파라미터를 재추정하는 절차를 채택한다. 이와 같은 절차를 반복하여, 첫째자녀에서 넷째자녀 이상의 출산순위 각각에 대하여, 1950년부터 1971년까지의 22년간의 출생코호트에 대하여 추정치를 구하도록 할 것이다.

이상에서와 35세까지 곧 생애 재생산 과정의 전반부를 완성한 여성들의 경우에는 불확실성의 문제가 완전히는 아니라면, 상당히 줄어든다고 하겠지만, 그 이후의 젊은 출생코호트의 경우에는 간단한 방법으로 정확한 파라미터의 값을 추정하는 것이 사실상 불가능하다. 따라서 이들에 대해서는 그 이전의 출생코호트를 대상으로 해서 구한 각각의 파라미터 값의 시계열적 추이를 바탕으로 장래의 특정 출생 코호트에 대한 가정치의 값들을 개발하는 것이 필요하다. 현재로서는 아무리 논리적이고 타당성이 높은 출산예측모형을 만든다고 하더라도 방법을 적용하는 도리밖에 없으며, 이를 위하여 추세와 목표치의 수렴점을 찾아보기 위하여 다음에 언급하는 로지스틱곡선(logistic curve)을 사용할 수 있을 것이다.

그러나 이러한 파라미터 값의 설정이 제대로 이루어진다고 하더라도, 자료의 정합성을 유지할 필요가 있을 것이다. 결국, 재생산을 종료하지 않은 코호트에 대해서는 일반화 로그감마분포 모형에서 형태를 보여주는 파라미터(람다값을 일정치로 고정하고)를 일정한 값에 고정하고, 다른 것을 추정한다. 다음으로 추정된 C 의 추세와 목표치를 연계하는 추정치를 설정한다. 다음으로, 이들의 설정치에 대응하여, u, b 를 추정하고, 이것을 바탕으로 구한 추세와 그 목표치에 따라서, 다른 파라미터 값을 나머지 추계기간에 대하여 설정할 필요가 있을 것이다.

3. 중장기적 출산력 파라미터의 설정방법

(1) 목표 코호트의 정의

통계청이 2006년의 장래인구추계에서 출산력 추계를 위하여 가정설정에 사용되는 여자 코호트는, 2006년 현재 15세 1991년생의 코호트가 되어야 할 것이다. 이 출생코호트를 목표코호트(target cohort)로 채택하게 되는 이유는 이 코호트의 결혼과 출산행위가 끝나는 연령인 50세가 되는 시기가 2041년이 되며, 이 시점까지 출산율을 장기적으로 예측하는 것이 되기 때문이다. 동시에 2006년 현재 15세에 이르는 한국의 여자 코호트는 최근의 혼인연령상승과 독신경향의 증대라는 만혼화/비혼화를 염두에 둘 때, 이들 결혼행동의 변화와 출산행위의 변화의 연장선상에 있는 코호트로서 이들과 분리될 수 없는 코호트라고 할 수 있다. 이 때문에 현재 30대부터 두드러지고 있는 결혼과 출산행동의 변화는 20대에도 그대로 계속되고 있기 때문에, 이와 같은 변화의 추이는 1991년 출생코호트 이후도 계속될 개연성이 크다고 하겠다. 여기서 목표 코호트까지의 변화 추이는 1991년으로 완전히 멈추는 것이 아니라, 2006년생 코호트에 이르러 수렴하는 연령별 출산율을 추정하는 것이 합리적이고 개연성이 높은 예측에 가깝다고 할 수 있다. 이 2006년생의 코호트를 최종코호트(final cohort)라고 부른다. 2006년 이후의 출생코호트는 2005년 현재는 아직 태어나지 않은 세대이고, 그들이 경험하는 결혼과 출산행태는 현재의 결혼행동의 변화에서 예측하기 힘들기 때문이다. 따라서 통계청의 2006년 장래인구추계에서 2006년 출생코호트의 출산율은 원칙적으로 2005년 출산율의 수준으로 일정하다고 간주한다. 또 본 연구는 2005년의 연령별 출산율이 아직 공표되지 않은 상태에서, 2004년의 연령별 출산율을 원칙적으로 2005년의 출산율과 동일하다고 가정하며, 이러한 가정치는 실제 통계청이 장래인구추계를 하는 시점에는 실측치로 대치가능하게 될 것이다.

(2) 중장기 코호트의 파라미터 설정

1990년생 이후의 코호트에 대하여, 위에서 언급한 방법으로는 단독으로 정확한 파라미터의 값을 얻는 것이 사실상 불가능하다. 따라서 이것에 대하여서는 1985년 이전의 출생코호트를 대상으로 추정한 각각의 파라미터를 시계열적 추세와 장래의 특정 코호트에 대한 가정치, 곧 목표치(target value)를 설정하여, 장래의 중장기적인 출산율을 외생적 방법으로 결정하지 않으면 안 될 것이다. 한

마디로 현재 진행 중인 코호트의 재생산 활동에서 중장기적 관점의 출산율을 연역하는 것이 사실상 불가능하다. 따라서 중장기적 관점에서 출산력 파라미터를 설정하는 방법의 하나가 바로, 현재 대단히 빠른 속도로 저하할 가능성이 큰 기간 합계출산율을 고려하여 로지스틱 곡선(logistic curve)을 사용하는 방법을 취하지 않으면 안 될 것이다. 구체적으로 이것을 정리하면 다음과 같다.

특정 연도 t 에서의 파라미터 y_t 가 출발수준 y 에서 목표수준(target level)로 로지스틱 곡선에 따라 변한다고 가정하고, 보간 시점인 연도 t_p 에서의 파라미터 값을 y_p , p 를 같은 점에서의 출발수준에서 목표수준의 차이 중에서 이미 변화한 비율, 곧 $p = (y_p - y) / (\bar{y} - y)$, 다음은 y_m 를 출발수준과 목표수준 간의 중점에서의 변화속도 곧 dy/dt 로 하고, 파라미터의 추이는 t_p, y_p, \bar{y}, y_m 을 사용하여

$$y_t = \frac{\bar{y} - (\bar{y} - \frac{1}{p} y_p) \cdot e^{-r(t-t_p)}}{1 - (1 - \frac{1}{p}) \cdot e^{-r(t-t_p)}}$$

$$r = \frac{4(1-p)y_m}{\bar{y} - y_p}$$

에 의하여 주어진다.

다만, 이러한 파라미터 값을 설정하는 경우에도, 연령별 출산율의 실측치를 조금이라도 얻을 수 있는 경우에는 순서대로 하나씩 파라미터를 설정하여, 나머지 파라미터를 최우법으로 추정함으로써, 실측치와 모형치의 일관성을 유지하도록 할 수는 있을 것이다. 따라서 파라미터의 설정은 가정치로 주는 것이 적당하다고 생각하는 파라미터에서 주어, 다른 것은 가능한 한 최우법에 의한 추정치가, 추정치를 기초로 보정한 값을 사용하는 것이 바람직할 것이다. 결국, 출산을 개시하였거나, 여전히 초기과정에 있는 출생코호트에 대한 추정의 실체는 C의 추세와 목표치를 연결하는 추이를 설정하여야 할 것이다. 다음은 이들의 설정치에 대응하여 u, b 를 추정하여 얻은 추세와 목표치를 가지고, 이들 파라미터 값을 나머지 기간에 대해서 설정할 필요가 있을 것이다.

그러나 우리가 앞에서 지적한 것처럼, 장기적 관점에서 출산력 파라미터를 설정하는 작업은 대단히 불확실성이 크다. 현재로서는 이것을 체계적으로 정리하여 장래의 중장기적 관점에서 연령별 출산율의 추계 시스템에 반영하는 방법이

제대로 마련되어 있지는 않지만, 이것을 위하여 약간의 생각을 하지 않으면 안 될 것이다.

위의 각 단계에 따라 추정/설정된 파라미터 C의 최종결과를 <표 3-1>에 5년 간격으로 출산순위별로 제시한다. 본 연구는 일반화 로그감마모형의 파라미터를 최근의 만혼화와 비혼화의 추세를 반영하는 방향으로 현실화하기 위하여 1982~1990생의 코호트는 매년 0.25세씩 혼인연령이 상승하는 만혼화의 과정을 경험하고, 이것이 점차 완만해지면서 1991~2005년생까지의 15년간에 모두 1년을 약간 넘는 정도에 거치면서 균형 상태에 접근한다고 가정한다. 특히, 2006년 이후 출생 코호트부터는 더 이상 혼인연령이 상승하지 않는다고 가정하는 것은 이들 코호트의 혼인행태나 출산행태에 대하여 확실한 정보가 부재하기 때문이다 (Ortega et al., 2002; Kohler et al., 2002). 이러한 가정은 출생순위별 평균출산연령과 모든 자녀에 대한 평균출산연령을 해당연도의 혼인연령이 상승하는 만큼의 효과가 있다는 사실을 명심할 필요가 있을 것이다.

이러한 혼인연령의 상승과 독신경향의 증가로 인한 평균출산연령의 증가는 중위수준과 저위수준에는 그대로 적용된다. 그러나 고위수준에 대해서는 최근의

<표 3-1> 코호트별 일반화 로그감마모형의 출산력 파라미터 C의 설정치: 1950~2005년생 코호트 (중위, 고위, 저위수준)

중위추계	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005
합계	2.549	2.270	2.080	1.980	1.700	1.490	1.390	1.300	1.287	1.280	1.280	1.280
첫째자녀	0.999	1.009	1.006	1.015	0.912	0.799	0.746	0.698	0.690	0.687	0.687	0.687
둘째자녀	0.986	0.863	0.861	0.805	0.679	0.595	0.555	0.519	0.514	0.511	0.511	0.511
셋째자녀	0.294	0.294	0.175	0.143	0.100	0.088	0.082	0.077	0.076	0.075	0.075	0.075
네째자녀+	0.271	0.102	0.037	0.016	0.009	0.008	0.007	0.007	0.006	0.006	0.006	0.006
고위추계	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005
합계	2.549	2.270	2.080	1.980	1.700	1.670	1.640	1.610	1.580	1.580	1.580	1.580
첫째자녀	0.999	1.009	1.006	1.015	0.912	0.896	0.880	0.864	0.848	0.848	0.848	0.848
둘째자녀	0.986	0.863	0.861	0.805	0.679	0.667	0.655	0.643	0.631	0.631	0.631	0.631
셋째자녀	0.294	0.294	0.175	0.143	0.100	0.098	0.097	0.095	0.093	0.093	0.093	0.093
네째자녀+	0.271	0.102	0.037	0.016	0.009	0.008	0.008	0.008	0.008	0.008	0.008	0.008
저위추계	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005
합계	2.549	2.270	2.080	1.980	1.700	1.366	1.209	1.061	0.986	0.980	0.980	0.980
첫째자녀	0.999	1.009	1.006	1.015	0.912	0.744	0.649	0.569	0.529	0.526	0.526	0.526
둘째자녀	0.986	0.863	0.861	0.805	0.679	0.554	0.483	0.424	0.394	0.391	0.391	0.391
셋째자녀	0.294	0.294	0.175	0.143	0.100	0.082	0.071	0.063	0.058	0.058	0.058	0.058
네째자녀+	0.271	0.102	0.037	0.016	0.009	0.007	0.006	0.005	0.005	0.005	0.005	0.005

혼인연령 상승이 상대적으로 일찍부터 완만해진다고 보고, 1982-1990년생의 코호트에 대하여 매년 0.125년씩만 혼인연령이 상승한다고 가정한다. 이러한 경향은 최근 정부에서 추진하고 있는 양극화 해소정책의 일환으로 만혼화와 비혼화가 약간씩 둔화될 수 있다는 기대를 고위가정에 반영하였다고 보면 될 것이다.

<표 3-2>는 코호트별 일반화 로그감마분포모형에 사용할 출생순위별 평균출산연령의 변화를 중위(baseline 가정), 저위, 고위 등의 3가지 가정치에 대하여 보여주고 있다. 중위추계와 고위추계의 평균출산연령을 보면, 2005년생 코호트의 경우 첫째자녀 33.73세 둘째자녀 36.64세 셋째자녀 36.33세 넷째자녀 이상 36.77세인데, 이것은 1985년생 코호트의 경우 첫째자녀 31.44세 둘째자녀 34.35세 셋째자녀 34.04세 넷째자녀 이상 34.48세와 비교할 때, 관찰기간 20년간에 걸쳐서 모든 출생순위에 대하여 평균출산연령이 2.29세 상승한 것이 된다고 할 수 있다. 한편 고위추계의 경우 평균출산연령을 보면, 2005년생 코호트의 경우 첫째자녀 32.08세 둘째자녀 35.00세 셋째자녀 34.68세 넷째자녀 이상 33.54세인데, 이것은 1985년생 코호트의 경우 첫째자녀 30.94세 둘째자녀 33.85세 셋째자녀 33.54세 넷째자녀 이상 33.98세와 비교할 때, 관찰기간 20년간에 걸쳐서 모든 출생순위에 대하여 평균출산연령이 1.15세 상승한 것이 된다고 할 수 있다.

<표 3-2> 코호트별 일반화 로그감마호명의 출산력 파라메타 μ (평균출산연령)의 설정치: 1950-2005년생 코호트(중위, 고위, 저위수준)

중위추계 평균출산연령												
	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005
첫째자녀	24.36	24.69	25.14	25.73	26.96	27.77	29.99	31.44	32.69	33.36	33.64	33.73
둘째자녀	26.40	26.54	27.24	28.33	29.13	30.02	32.18	34.35	35.60	36.27	36.55	36.64
셋째자녀	27.67	27.67	29.24	31.89	32.06	31.81	33.16	34.04	35.29	35.96	36.24	36.33
넷째자녀 이상	30.17	29.17	29.84	33.30	32.97	32.58	33.48	34.48	35.73	36.39	36.68	36.77
고위추계 평균출산연령												
	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005
첫째자녀	24.36	24.69	25.14	25.73	26.96	27.77	29.99	30.94	31.56	31.90	32.04	32.08
둘째자녀	26.40	26.54	27.24	28.33	29.13	30.02	32.18	33.85	34.47	34.81	34.95	35.00
셋째자녀	27.67	27.67	29.24	31.89	32.06	31.81	33.16	33.54	34.16	34.50	34.64	34.68
넷째자녀 이상	30.17	29.17	29.84	33.30	32.97	32.58	33.48	33.98	34.60	34.93	35.08	35.12
저위추계 평균출산연령												
	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005
첫째자녀	24.36	24.69	25.14	25.73	26.96	27.77	29.99	31.44	32.69	33.36	33.64	33.73
둘째자녀	26.40	26.54	27.24	28.33	29.13	30.02	32.18	34.35	35.60	36.27	36.55	36.64
셋째자녀	27.67	27.67	29.24	31.89	32.06	31.81	33.16	34.04	35.29	35.96	36.24	36.33
넷째자녀 이상	30.17	29.17	29.84	33.30	32.97	32.58	33.48	34.48	35.73	36.39	36.68	36.77

일반화 로그감마분포모형에서 파라메타 μ , 곧 출산연령이 출생순위별로 계속 해서 상승하지 않는다는 사실에 주목할 필요가 있다. 여기서 중위추계와 저위추계에서는 평균출산연령이 1985년생 코호트부터 둘째자녀 34.35세, 셋째자녀 34.04세로 나타나고 있어서 셋째 자녀 이상을 갖는 여성들의 경우 출산속도가 그렇지 않는 경우보다 빨라진다고 볼 수 있을 것이다. 또 고위추계의 경우에는 평균출산연령이 1980년생 코호트부터 둘째자녀 32.18세 셋째자녀 32.16세로 나타나고 있음을 주목할 필요가 있을 것이다.

III. 장래 연령별 출산율의 가정치 설정

1. 출생코호트의 연령별 출산율의 추계

일반화 로그감마분포모형에서 앞에서 추정 또는 설정된 출산력 파라메터의 경우, 상기의 방정식 (3), (5), (7)에 의하여 출산예측모형을 이용하여 각 코호트의 출생순위별 연령별 출산율을 추계한다. 이들의 출생순위별 결과를 합산한 모든 자녀에 대한 최종수치의 중위치는 <표 4>에 1950-2005년생 코호트의 경우에 대하여 5년 간격으로 제시되고 있다.

2. 연도별 장래의 연령별 출산율의 추계

일련의 출생코호트의 연령별 출산율을 역출하여, 장래의 특정연도에서 연령별 출산율을 구한다. 예컨대, 2010년의 20세의 연령별 출산율은 1990년에 태어난 출생코호트의 20세에서의 연령별 출산율이고, 2010년의 21세의 연령별 출산율은 1989년에 태어난 출생코호트의 21세에서의 연령별 출산율에 해당한다. 결국 2010년에 태어난 출생코호트까지의 연령별 출산율의 추계치를 얻게 되면, 2025년도의 연령별 출산율에 대한 기간치(period value)를 얻을 수 있게 된다.

또 장래인구추계의 개시연도에 대해서는 2006년의 추계에서 활용하여야 할 자료는 1956년 이후의 출생코호트의 연령별 출산율이다. 1956년 이후의 경우에는 추계치와 실적치를 모두 활용하여야 하며, 그것을 특별히 동시에 사용하여야 하는 경우는 1956년부터 1971년까지이다.

<표 5>는 출산력의 중위가정에 따라 추계한 결과를 1970-2000년의 실적치(10

년 간격)의 결과와 함께, 2005-2055년의 추계기간에 대하여 5년 간격으로 보여 주고 있다.

〈표 4〉 한국의 여자 코호트(5년생 간격)의 연령별 출산율의 중위추계: 1950-2005년생

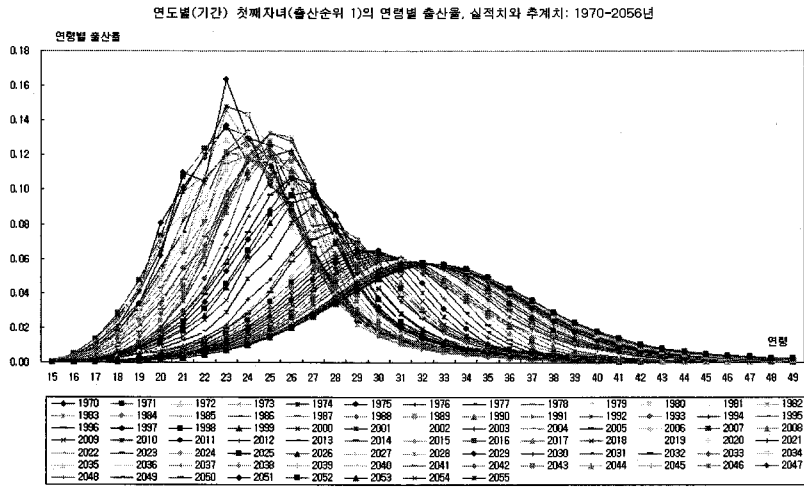
중위추계 연령(세)/코 호트(년생)	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005
15	0.00143	0.00303	0.00155	0.00109	0.00047	0.00045	0.00043	0.00028	0.00028	0.00028	0.00028	0.00028
16	0.00506	0.00751	0.00420	0.00362	0.00128	0.00138	0.00096	0.00065	0.00065	0.00064	0.00064	0.00064
17	0.01329	0.01556	0.00990	0.00836	0.00327	0.00318	0.00208	0.00148	0.00146	0.00145	0.00145	0.00145
18	0.02926	0.02821	0.02090	0.01668	0.00674	0.00651	0.00374	0.00272	0.00269	0.00268	0.00268	0.00268
19	0.05501	0.04627	0.04067	0.02915	0.01326	0.01170	0.00632	0.00470	0.00465	0.00463	0.00463	0.00463
20	0.09170	0.07301	0.07115	0.04674	0.02468	0.01923	0.01014	0.00758	0.00751	0.00747	0.00747	0.00747
21	0.13753	0.11260	0.11164	0.07070	0.04198	0.02992	0.01551	0.01169	0.01157	0.01151	0.01151	0.01151
22	0.18791	0.16620	0.15738	0.10198	0.06581	0.04453	0.02274	0.01732	0.01714	0.01706	0.01706	0.01706
23	0.23282	0.21654	0.19518	0.14148	0.09846	0.06113	0.03257	0.02493	0.02468	0.02455	0.02455	0.02455
24	0.26664	0.26151	0.21809	0.17211	0.12789	0.08793	0.04425	0.03408	0.03373	0.03355	0.03355	0.03355
25	0.27939	0.27966	0.22053	0.19449	0.15236	0.11231	0.05919	0.04541	0.04495	0.04472	0.04472	0.04472
26	0.26935	0.26402	0.20401	0.20482	0.16933	0.13094	0.07653	0.05899	0.05838	0.05808	0.05808	0.05808
27	0.23855	0.22117	0.17761	0.19975	0.17770	0.13883	0.09342	0.07409	0.07333	0.07295	0.07295	0.07295
28	0.19677	0.16712	0.14765	0.17815	0.16414	0.14797	0.10524	0.08537	0.08449	0.08406	0.08406	0.08406
29	0.15418	0.11895	0.11906	0.15017	0.14576	0.13959	0.11605	0.09469	0.09372	0.09324	0.09324	0.09324
30	0.11564	0.08114	0.09391	0.11964	0.12182	0.12355	0.12085	0.10134	0.10030	0.09978	0.09978	0.09978
31	0.08359	0.05488	0.07272	0.09146	0.09952	0.09877	0.11939	0.10457	0.10350	0.10296	0.10296	0.10296
32	0.05858	0.03870	0.05567	0.06521	0.07398	0.08161	0.10949	0.10059	0.09956	0.09904	0.09904	0.09904
33	0.04119	0.02870	0.04226	0.04689	0.05509	0.06206	0.09649	0.09410	0.09314	0.09265	0.09265	0.09265
34	0.02900	0.02212	0.03169	0.03506	0.04159	0.04584	0.08127	0.08491	0.08404	0.08360	0.08360	0.08360
35	0.02029	0.01712	0.02345	0.02683	0.03255	0.03212	0.06655	0.07482	0.07405	0.07367	0.07367	0.07367
36	0.01452	0.01345	0.01731	0.01997	0.02391	0.02466	0.05149	0.06241	0.06177	0.06145	0.06145	0.06145
37	0.00991	0.01029	0.01281	0.01529	0.01801	0.01826	0.03934	0.05115	0.05062	0.05036	0.05036	0.05036
38	0.00671	0.00768	0.00938	0.01187	0.01365	0.01355	0.02984	0.04067	0.04026	0.04005	0.04005	0.04005
39	0.00445	0.00546	0.00676	0.00936	0.01066	0.00981	0.02291	0.03186	0.03153	0.03137	0.03137	0.03137
40	0.00278	0.00374	0.00487	0.00712	0.00786	0.00777	0.01719	0.02406	0.02381	0.02369	0.02369	0.02369
41	0.00161	0.00247	0.00346	0.00540	0.00584	0.00592	0.01301	0.01847	0.01828	0.01818	0.01818	0.01818
42	0.00083	0.00147	0.00240	0.00406	0.00426	0.00454	0.00990	0.01423	0.01408	0.01401	0.01401	0.01401
43	0.00039	0.00084	0.00162	0.00293	0.00316	0.00331	0.00766	0.01095	0.01084	0.01079	0.01079	0.01079
44	0.00017	0.00049	0.00105	0.00195	0.00213	0.00258	0.00576	0.00808	0.00799	0.00795	0.00795	0.00795
45	0.00005	0.00025	0.00064	0.00125	0.00140	0.00186	0.00433	0.00593	0.00587	0.00584	0.00584	0.00584
46	0.00002	0.00011	0.00036	0.00075	0.00090	0.00128	0.00330	0.00437	0.00433	0.00430	0.00430	0.00430
47	0.00001	0.00002	0.00017	0.00039	0.00056	0.00090	0.00251	0.00319	0.00316	0.00314	0.00314	0.00314
48	0.00001	0.00001	0.00008	0.00019	0.00033	0.00064	0.00192	0.00233	0.00230	0.00229	0.00229	0.00229
49	0.00000	0.00001	0.00005	0.00007	0.00019	0.00041	0.00152	0.00175	0.00174	0.00173	0.00173	0.00173
TFR(All)	2.54863	2.27030	2.08016	1.98499	1.71056	1.47505	1.39389	1.30379	1.29042	1.28374	1.28374	1.28374

〈표 5〉 연도별 연령별 출산율의 실적치와 중위가정 추계치: 1970-2000년
(10년 간격 실적치)과 2005-2055 (5년 간격 중위가정 추계치)

연령(세)/ 코호트(년 생)	중위추계														
	1970	1980	1990	2000	2005	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050	2055
15	0.00071	0.00080	0.00019	0.00013	0.00002	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001	0.00001
16	0.00578	0.00339	0.00085	0.00053	0.00014	0.00007	0.00005	0.00005	0.00005	0.00005	0.00005	0.00005	0.00005	0.00005	0.00005
17	0.01517	0.00602	0.00240	0.00160	0.00034	0.00021	0.00017	0.00016	0.00016	0.00016	0.00016	0.00016	0.00016	0.00016	0.00016
18	0.03188	0.01511	0.00505	0.00301	0.00127	0.00065	0.00049	0.00043	0.00042	0.00042	0.00042	0.00042	0.00042	0.00042	0.00042
19	0.05276	0.03551	0.01167	0.00627	0.00272	0.00145	0.00108	0.00095	0.00092	0.00092	0.00092	0.00092	0.00092	0.00092	0.00092
20	0.10920	0.06498	0.02375	0.01168	0.00515	0.00291	0.00212	0.00185	0.00177	0.00177	0.00177	0.00177	0.00177	0.00177	0.00177
21	0.14879	0.09984	0.04744	0.01885	0.00922	0.00549	0.00383	0.00331	0.00314	0.00313	0.00313	0.00313	0.00313	0.00313	0.00313
22	0.19640	0.13287	0.07896	0.03200	0.01547	0.00960	0.00651	0.00557	0.00523	0.00520	0.00520	0.00520	0.00520	0.00520	0.00520
23	0.25694	0.18268	0.11603	0.04859	0.02453	0.01577	0.01055	0.00891	0.00830	0.00820	0.00820	0.00820	0.00820	0.00820	0.00820
24	0.26456	0.21694	0.15695	0.08511	0.03705	0.02461	0.01644	0.01367	0.01262	0.01238	0.01238	0.01238	0.01238	0.01238	0.01238
25	0.32677	0.26780	0.18947	0.10766	0.05566	0.03610	0.02490	0.02023	0.01852	0.01802	0.01802	0.01802	0.01802	0.01802	0.01802
26	0.33649	0.27052	0.18774	0.14316	0.08790	0.05201	0.03683	0.02897	0.02630	0.02540	0.02536	0.02536	0.02536	0.02536	0.02536
27	0.35153	0.24156	0.19091	0.16640	0.11245	0.07111	0.05206	0.04021	0.03623	0.03476	0.03461	0.03461	0.03461	0.03461	0.03461
28	0.32713	0.23935	0.15355	0.16949	0.12921	0.08952	0.06942	0.05381	0.04823	0.04604	0.04567	0.04567	0.04567	0.04567	0.04567
29	0.26853	0.17983	0.12554	0.16060	0.13502	0.10923	0.08606	0.06876	0.06164	0.05859	0.05799	0.05799	0.05799	0.05799	0.05799
30	0.26956	0.16925	0.09832	0.13117	0.12457	0.11964	0.09801	0.08372	0.07519	0.07185	0.07056	0.07056	0.07056	0.07056	0.07056
31	0.23052	0.13010	0.05957	0.10355	0.09887	0.11878	0.10687	0.09641	0.08734	0.08362	0.08225	0.08219	0.08219	0.08219	0.08219
32	0.19459	0.10419	0.04407	0.07701	0.07552	0.09874	0.10792	0.10373	0.09651	0.09324	0.09183	0.09168	0.09168	0.09168	0.09168
33	0.17291	0.09282	0.03089	0.05809	0.05746	0.07646	0.10119	0.10392	0.10116	0.09921	0.09815	0.09795	0.09795	0.09795	0.09795
34	0.15835	0.07008	0.02162	0.04338	0.04194	0.05188	0.08861	0.09699	0.10021	0.10060	0.10034	0.10024	0.10024	0.10024	0.10024
35	0.14032	0.05670	0.01696	0.03020	0.03049	0.03446	0.06949	0.08345	0.09398	0.09714	0.09810	0.09832	0.09832	0.09832	0.09832
36	0.11936	0.04714	0.01046	0.02253	0.02338	0.02097	0.04350	0.06924	0.08254	0.08934	0.09180	0.09257	0.09261	0.09261	0.09261
37	0.10040	0.03733	0.00808	0.01756	0.01680	0.01642	0.02934	0.05436	0.06834	0.07832	0.08234	0.08360	0.08395	0.08395	0.08395
38	0.08868	0.03491	0.00594	0.01081	0.01326	0.01303	0.02058	0.04057	0.05359	0.06548	0.07091	0.07307	0.07344	0.07344	0.07344
39	0.07472	0.02754	0.00398	0.00745	0.01048	0.01009	0.01215	0.02802	0.04004	0.05221	0.05872	0.06150	0.06217	0.06217	0.06217
40	0.07058	0.02212	0.00278	0.00504	0.00692	0.00756	0.00797	0.01854	0.02845	0.03989	0.04687	0.05007	0.05107	0.05107	0.05107
41	0.04959	0.01738	0.00187	0.00315	0.00575	0.00659	0.00491	0.01066	0.02046	0.02905	0.03620	0.03958	0.04083	0.04089	0.04089
42	0.04397	0.01455	0.00134	0.00210	0.00356	0.00448	0.00401	0.00759	0.01475	0.02080	0.02725	0.03056	0.03194	0.03209	0.03209
43	0.03476	0.01141	0.00099	0.00118	0.00196	0.00332	0.00304	0.00540	0.01051	0.01483	0.02014	0.02321	0.02460	0.02484	0.02484
44	0.02608	0.00964	0.00059	0.00068	0.00103	0.00228	0.00217	0.00306	0.00652	0.01049	0.01469	0.01743	0.01875	0.01908	0.01908
45	0.01915	0.00757	0.00040	0.00040	0.00064	0.00121	0.00137	0.00187	0.00470	0.00723	0.01059	0.01297	0.01418	0.01458	0.01458
46	0.01379	0.00623	0.00031	0.00023	0.00042	0.00088	0.00094	0.00099	0.00277	0.00504	0.00742	0.00955	0.01064	0.01106	0.01106
47	0.01306	0.00533	0.00016	0.00015	0.00019	0.00035	0.00045	0.00082	0.00186	0.00348	0.00514	0.00695	0.00792	0.00833	0.00838
48	0.00927	0.00442	0.00020	0.00009	0.00007	0.00012	0.00027	0.00039	0.00114	0.00243	0.00354	0.00498	0.00583	0.00623	0.00630
49	0.00969	0.00401	0.00019	0.00009	0.00002	0.00005	0.00011	0.00022	0.00049	0.00170	0.00246	0.00353	0.00426	0.00462	0.00471
TFR(인)	4.53000	2.93003	1.59000	1.47000	1.12948	1.00607	1.01344	1.05462	1.11407	1.18089	1.23318	1.26459	1.27700	1.27977	1.28000

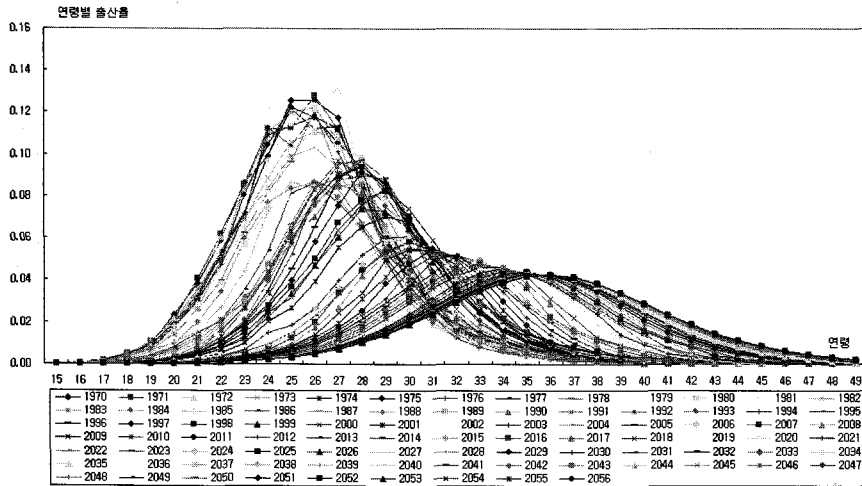
다음은 <그림 1-1>에서 <그림 1-5>에 걸쳐서 1970년부터 2056년에 이르기까지 연도별 출생순위별 연령별 출산율의 실적치와 중위가정에 기반을 둔 추계치를 도표화한 것이다.

<그림 1-1>에서 <그림 1-5>는 <표 3-1>에서 설정된 중장기 출산력 파라메터의 C값에 따라 출생순위별 연령별 출산율의 실적치와 추정치의 변화를 1970년부터 2056년까지 보여주고 있다. 앞에서 언급하였듯이, 1970-2004년의 35년간은 실적자료를 근거로 하고 있으며, 2005년부터 2056년까지 52년간은 추계자료로서 본 연구의 출산예측모형인 일반화 감마로그분포모형의 추정결과를 기반으로 하고 있다.



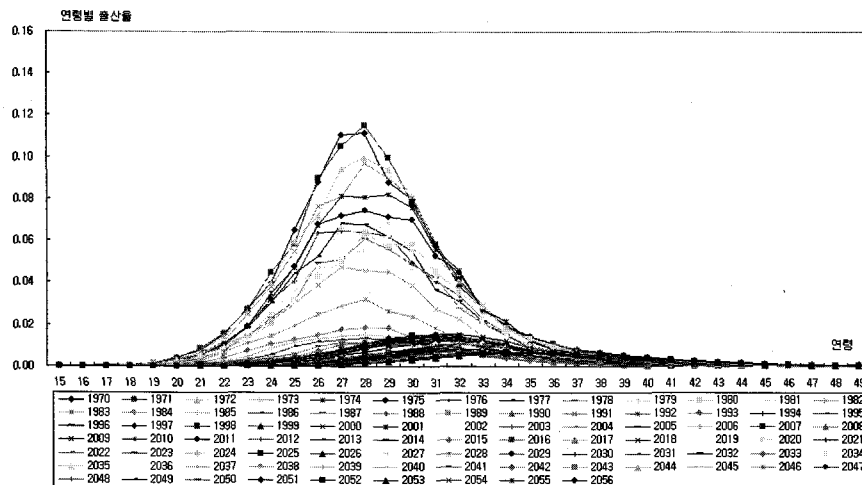
<그림 1-1> 연도별(기간) 첫째자녀(출생순위 1)의 연령별 출산율: 실적치와 중위 추계치, 1970~2056년

연도별(기간) 둘째자녀(출산순위 2)의 연령별 출산율, 실적치와 추계치: 1970-2056년



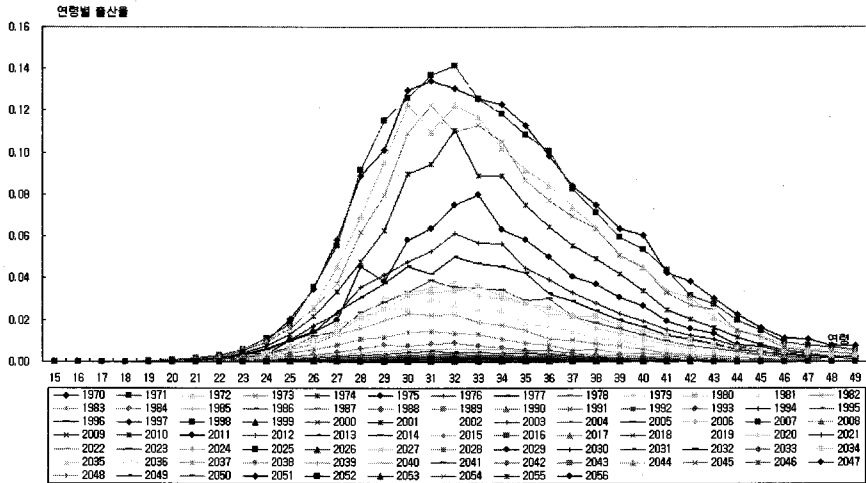
〈그림 1-2〉 연도별(기간) 둘째자녀(출생순위 2)의 연령별 출산율: 실적치와 중위 추계치, 1970~2056년

연도별(기간) 셋째자녀(출산순위 3)의 연령별 출산율, 실적치와 추계치: 1970-2056년



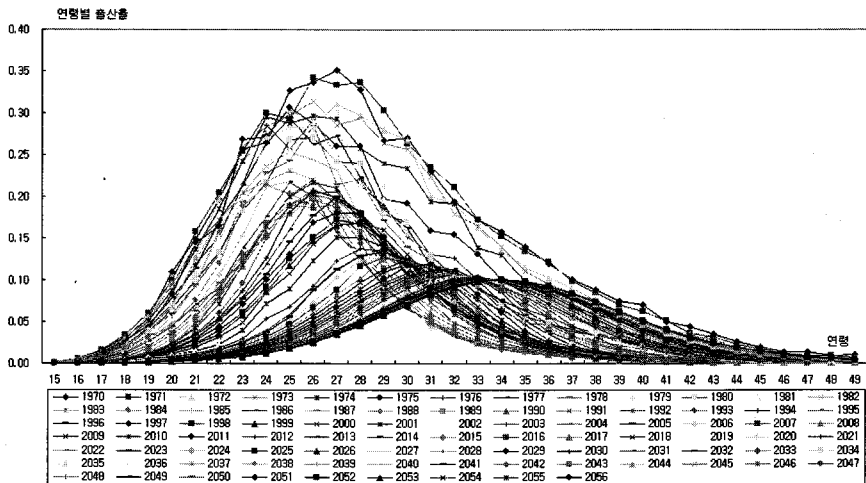
〈그림 1-3〉 연도별(기간) 셋째자녀(출생순위 3)의 연령별 출산율, 실적치와 중위 추계치: 1970-2006년

연도별(기간) 넷째자녀(출생순위 4)의 연령별 출산율, 실적치와 추계치: 1970~2056년



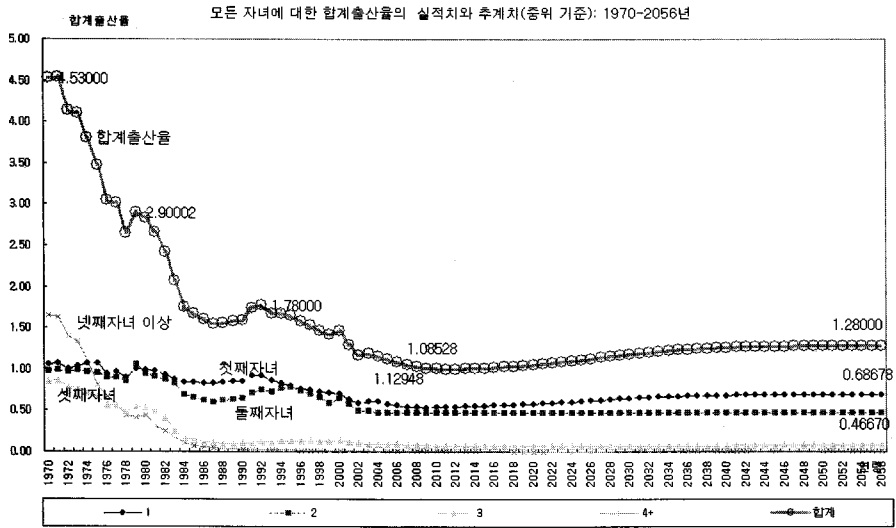
<그림 1-4> 연도별(기간) 넷째자녀(출생순위 4)의 연령별 출산율, 실적치와 중위 추계치, 1970~2056년

연도별(기간) 모든 자녀의 연령별 출산율, 실적치와 추계치: 1970~2056년

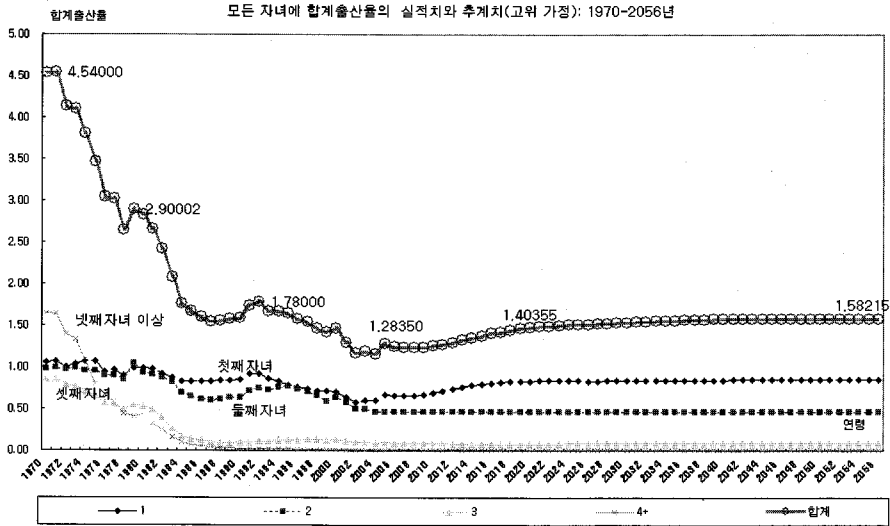


<그림 1-5> 연도별(기간) 모든 자녀의 연령별 출산율: 실적치와 중위 추계치, 1970~2056년

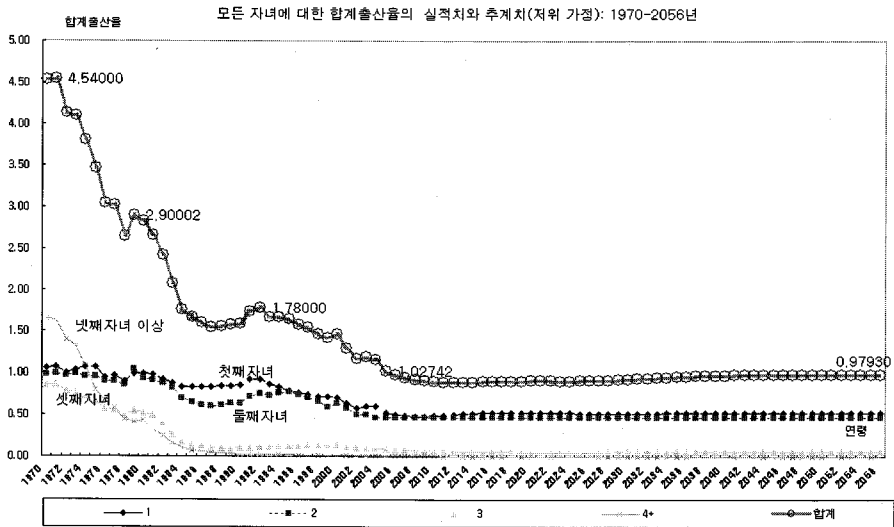
<그림 2-1>은 중위추계를 도식화한 것으로 장래인구추계의 중점인 2056년에는 합계출산율이 여자 1인당 1.280명으로, 이것은 첫째자녀 0.687명, 둘째자녀 0.467명, 셋째자녀 0.075명, 넷째자녀 이상 0.006명에 이르고 있다. 한편 고위추계는 <그림 2-2>에 도식화되어 있는데, 여기에서는 추계중점인 2056년에는 합계출산율이 1.582명으로, 첫째자녀 0.847명, 둘째자녀 0.631명, 셋째자녀 0.093명, 넷째자녀 이상 0.010명에 이르고 있다. 마지막으로 저위추계는 <그림 2-3>에 제시되어 있는데, 여기서는 추계중점인 2056년에는 합계출산율이 0.979명으로, 첫째자녀 0.526명 둘째자녀 0.466명 셋째자녀 0.057명 넷째자녀 이상이 0.004명에 이르는 것으로 나타나고 있다.



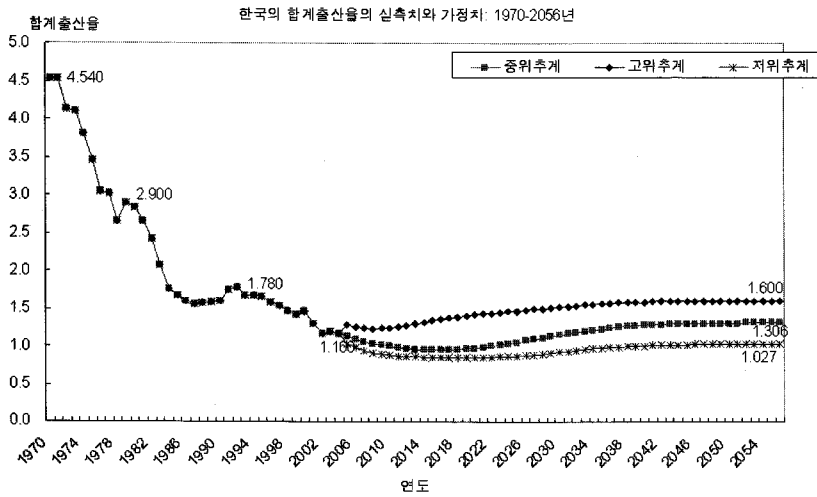
<그림 2-1> 모든 자녀에 대한 출생순위별 합계출산율의 실적치와 추계치(중위기준): 1970~2056년



〈그림 2-2〉 모든 자녀에 대한 출생순위별 합계출산율의 실적치와 추계치(고위기준): 1970~2056년



〈그림 2-3〉 모든 자녀에 대한 출생순위별 합계출산율의 실적치와 추계치(저위기준): 1970~2056년



<그림 2-4> 한국의 연차별(기간) 합계출산율의 실측치와 가정치. 1970~2056년

마지막으로, <그림 2-4>는 우리나라의 연차별(기간) 합계출산율을 1970-2004년의 35년간에 대해서는 실측치로 2005-2056년의 52년에 대해서는 추계치를 중위, 고위, 저위 수준에 대하여 하나로 도식화하고 있다. 여기서 분명한 것은 중위추계의 경우 합계출산율이 빠른 속도로 저하하게 되어 2011년경에는 여자 1인당 1.0명 수준에 이르게 된다는 사실이다(Kohler et al., 2002).

3. 본 연구의 장래인구추계와 2005년의 특별추계의 출산력 가정치 비교

본 연구의 일차적 목적은 2006년의 인구주택총조사를 바탕으로 2006년의 장래인구추계를 작성하는데 필요한 연령별 출산율의 추계시스템을 개발하는 것이다. 출산예측모형으로서 일반화 로그감마분포모형을 선택하고, 위하여 목표출산율을 최근의 초혼연령의 상승으로 인한 만혼화와 독신여성의 증가에 따른 비혼화의 추이를 반영하여 중위, 고위, 저위수준의 가정치를 설정하고, 이들을 바탕으로 연령별 출산율의 추계시스템을 개발하였다.

여기서는 이러한 연령별 출산율의 추계시스템을 2005년의 통계청 장래인구특별추계의 출산력 가정치의 특징을 비교하고자 한다(통계청, 2005). 2005년의 특별추계는 코호트 관점이 기간 관점보다 출산율의 추이를 제대로 반영할 것이라는 전제 아래, 1985년생 코호트의 완결출산율을 1.32명으로 가정하였다. 그러

나 2005년 특별추계의 출산력 가정치의 문제점은 1985년생 코호트의 완결출산율을 추정하는 절차는 논리적이고 합리적인 절차를 준수하여 수행된 것은 아니었다.

<표 6>은 본 연구의 출산예측모형에 의하여 추계된 연령별 출산율의 합계에서 도출된 합계출산율과 최근의 저출산·고령화의 추이를 반영하기 위하여 2005년 통계청의 장래인구 특별추계의 연령별 출산율의 합계에서 도출된 합계출산율을 중위, 저위, 고위 등 3수준의 가정치에 대하여 비교하고 있다(전광희, 2002; 김동희, 2004a, 2004b, 통계청, 2005a, 2005b). 장래인구추계의 중점인 2050년대 이후에는 본 연구의 출산예측모형에 의한 추계결과는 합계출산율이 중위 1.280명, 고위 1.582명 저위 0.978명으로 나타나고 있으며 2005년의 장래인구 특별추계의 결과는 2050년대 이후 합계출산율이 중위 1.296명, 고위 1.600명, 저위 1.000명으로 나타나고 있다. 한마디로 장래인구추계의 중점인 장래인구추계의 중점인 2050년대 이후에는 합계출산율의 차이가 중위 0.016명, 고위 0.018명, 저위 0.022명에 이르고 있어서, 그 차이가 별로 크지 않은 것처럼 보인다. 그러나 장래인구추계의 출발점인 2005년을 전후하여 장래인구추계의 중점인 2050년대에 이르기까지 합계출산율이 변하는 과정은 본 연구의 가정치와 통계청의 2005년 특별추계 가정치는 판연히 다르다는 점을 명심할 필요가 있다. 이것을 명확하게 중위, 고위, 저위별로 보여주는 것이 <그림 3-1>, <그림 3-2>, <그림 3-3>이다.

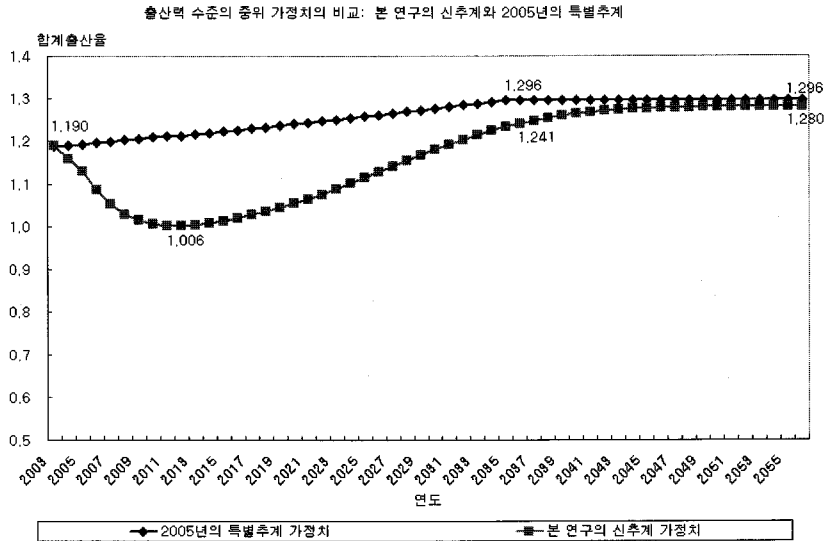
통계청의 2005년 특별추계의 출산력 가정치를 보면 장래인구추계의 출발연도인 2005년 전후부터 2035년 전후의 약 30년간에 걸쳐서 중위가정치, 고위가정치, 저위가정치 모두 선형 형태로 합계출산율이 변하고 있다. 가령 중위가정치는 합계출산율이 2003년의 여자 1인당 1.190명에서 2035년의 1.296명에 직선의 형태로 증가하고, 향후 20년 동안에 걸쳐 합계출산율은 고정불변의 상태에 있다. 고위가정치의 경우, 합계출산율은 2003년의 여자 1인당 1.19명에서 2035년에 1.600명에 직선의 형태로 증가하고, 향후 20년 동안에 걸쳐 합계출산율은 1.600명으로 고정불변의 상태에 있다. 마지막으로 저위가정치의 경우도 2003년의 여자 1인당 1.19명에서 2035년에 1.00명으로 직선의 형태로 감소하고, 향후 20년 동안 추계의 중점까지 고정불변의 상태에 있다.

2006년 장래인구추계의 작성을 위한 본 연구에서 도출된 출산력 수준의 연도별 가정치는 위의 결과와는 상당히 다르다는 점을 유념할 필요가 있다. 예컨대 중위가정치의 경우에는 2004년의 1.160명, 2005년의 1.129명에서 계속 저하하여 2011년과 2012년의 두 해에 최저수준인 1.003명에 이르렀다가, 다시 천천히

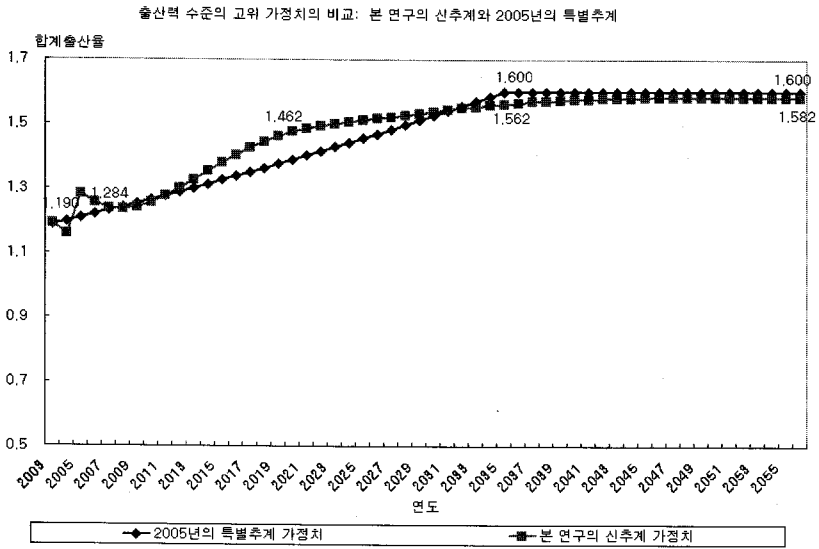
〈표 6〉 2005년의 특별추계와 본 연구의 장래인구추계를 위한 합계출산율 가정치의 비교: 2003-2056년

	2005년의 특별추계 가정치			본 연구의 신추계 가정치		
	중위	고위	저위	중위	고위	저위
2003	1.18698	1.18698	1.18698	1.19000	1.19000	1.19000
2004	1.19010	1.19784	1.18038	1.16000	1.16000	1.16000
2005	1.19324	1.20882	1.17383	1.12948	1.28350	1.02742
2006	1.19640	1.21992	1.16733	1.08528	1.25515	0.98171
2007	1.19960	1.23114	1.16089	1.05208	1.23933	0.94675
2008	1.20281	1.24248	1.15450	1.02920	1.23548	0.92177
2009	1.20606	1.25394	1.14816	1.01420	1.24199	0.90518
2010	1.20933	1.26552	1.14188	1.00607	1.25707	0.89550
2011	1.21262	1.27723	1.13564	1.00268	1.27719	0.89005
2012	1.21262	1.28907	1.12945	1.00261	1.30091	0.88780
2013	1.21595	1.30104	1.12332	1.00464	1.32668	0.88791
2014	1.21930	1.31313	1.11723	1.00819	1.35280	0.88940
2015	1.22267	1.32536	1.11119	1.01344	1.37880	0.89210
2016	1.22607	1.33772	1.10520	1.02009	1.40355	0.89534
2017	1.22950	1.35021	1.09926	1.02762	1.42591	0.89844
2018	1.23296	1.36284	1.09336	1.03584	1.44540	0.90103
2019	1.23644	1.37561	1.08751	1.04487	1.46186	0.90294
2020	1.23996	1.38851	1.08171	1.05462	1.47529	0.90398
2021	1.24350	1.40156	1.07596	1.06431	1.48542	0.90397
2022	1.24706	1.41475	1.07025	1.07577	1.49328	0.90344
2023	1.25066	1.42809	1.06458	1.08774	1.49987	0.90308
2024	1.25428	1.44157	1.05896	1.10061	1.50572	0.90326
2025	1.25793	1.45520	1.05339	1.11407	1.51110	0.90422
2026	1.26161	1.46897	1.04786	1.12787	1.51646	0.90626
2027	1.26532	1.48290	1.04237	1.14164	1.52186	0.90936
2028	1.26905	1.49698	1.03693	1.15523	1.52738	0.91343
2029	1.27282	1.51122	1.03153	1.16841	1.53292	0.91827
2030	1.27661	1.52562	1.02617	1.18089	1.53833	0.92358
2031	1.28044	1.54017	1.02085	1.19282	1.54367	0.92931
2032	1.28429	1.55488	1.01558	1.20404	1.54873	0.93504
2033	1.28817	1.56976	1.01034	1.21454	1.55359	0.94073
2034	1.29209	1.58479	1.00515	1.22426	1.55815	0.94620
2035	1.29603	1.60000	1.00000	1.23318	1.56231	0.95133
2036	1.29603	1.60000	1.00000	1.24122	1.56602	0.95608
2037	1.29603	1.60000	1.00000	1.24838	1.56926	0.96031
2038	1.29603	1.60000	1.00000	1.25467	1.57202	0.96401
2039	1.29603	1.60000	1.00000	1.26006	1.57432	0.96719
2040	1.29603	1.60000	1.00000	1.26459	1.57621	0.96986
2041	1.29603	1.60000	1.00000	1.26834	1.57773	0.97209
2042	1.29603	1.60000	1.00000	1.27137	1.57893	0.97391
2043	1.29603	1.60000	1.00000	1.27376	1.57985	0.97537
2044	1.29603	1.60000	1.00000	1.27561	1.58056	0.97652
2045	1.29603	1.60000	1.00000	1.27700	1.58108	0.97739
2046	1.29603	1.60000	1.00000	1.27801	1.58145	0.97803
2047	1.29603	1.60000	1.00000	1.27874	1.58171	0.97849
2048	1.29603	1.60000	1.00000	1.27923	1.58189	0.97881
2049	1.29603	1.60000	1.00000	1.27956	1.58201	0.97902
2050	1.29603	1.60000	1.00000	1.27977	1.58208	0.97916
2051	1.29603	1.60000	1.00000	1.27990	1.58212	0.97924
2052	1.29603	1.60000	1.00000	1.27996	1.58214	0.97928
2053	1.29603	1.60000	1.00000	1.27999	1.58215	0.97930
2054	1.29603	1.60000	1.00000	1.28000	1.58216	0.97931
2055	1.29603	1.60000	1.00000	1.28000	1.58216	0.97931
2056	1.29603	1.60000	1.00000	1.28000	1.58216	0.97931

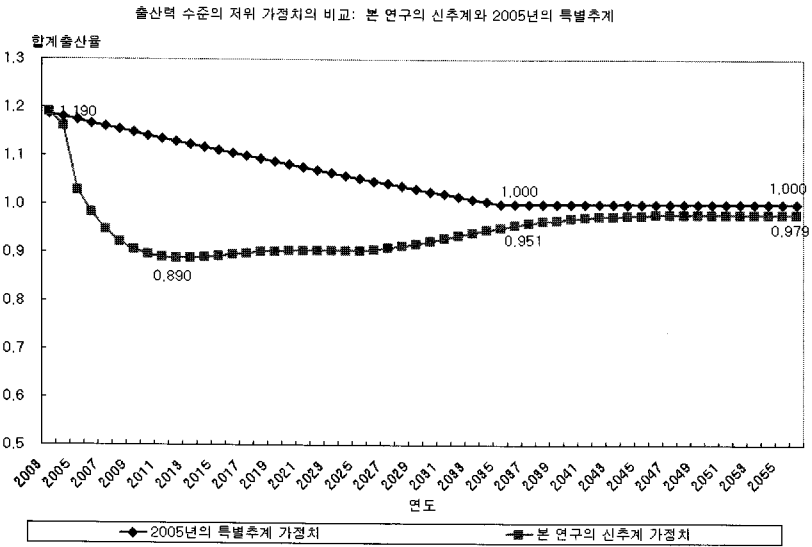
상승하여 2036년에 1.241명에 이르고 장래인구추계의 중점인 2056년까지 향후 25년 동안 1.280명에 접근하는 경향을 보인다. 고위가정치의 경우는 2004년의 1.160명에서 2005년의 1.283명으로 약간 뛰어나오는 파국적 경향을 보이다가 약간씩 저하여 2008년에 1.235명에 이르렀다가 약간씩 상승하여 2019년의 1.462명에 이르기까지 약간 빠르게 상승하다가, 2035년에 1.562명에 이르렀다가 상승속도는 더욱 더 완만해지면서 추계기간의 중점인 2050년대 후반에는 1.582명에 이르게 된다. 또 저위추계치의 경우에는 2004년의 1.16명에서 2011년에 0.895명에 이르러 2017년까지 0.90명의 수준에 머물러 있다가 2035년에 0.951명에 이르게 되며, 장래인구추계의 중점인 2050년대 후반에 0.982명으로 약간 상승하게 된다.



〈그림 3-1〉 출산력 수준의 중위 가정치의 비교: 본 연구의 신추계와 2005년의 특별추계

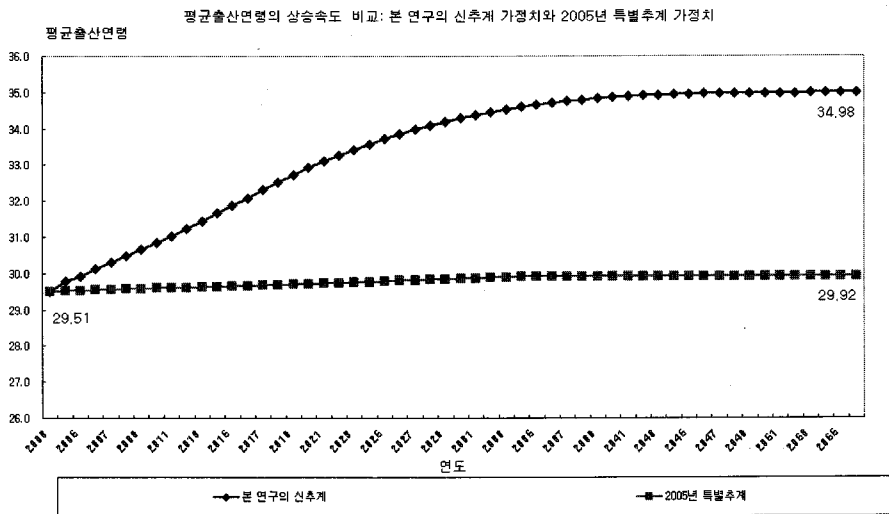


〈그림 3-2〉 출산력 수준의 고위 가정치의 비교: 본 연구의 신추계와 2005년의 특별추계

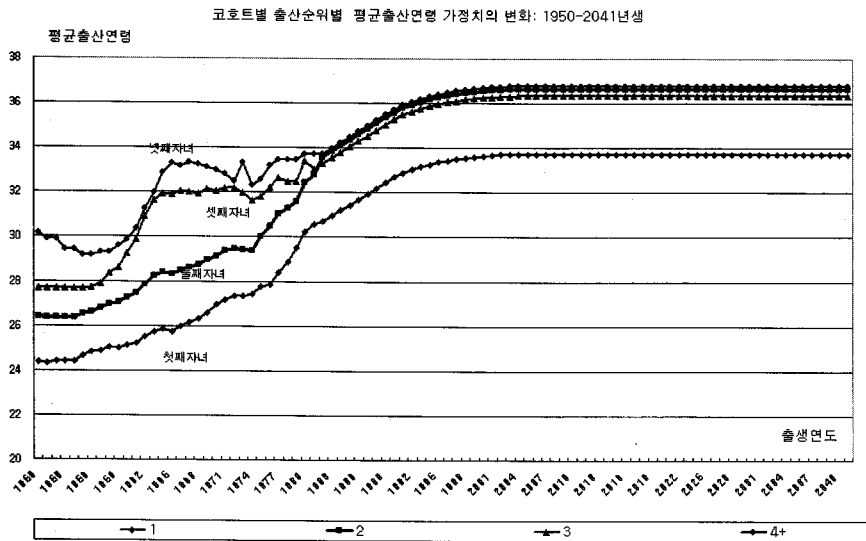


〈그림 3-3〉 출산력 수준의 저위 가정치의 비교: 본 연구의 신추계와 2005년의 특별추계

본 연구의 출산력 가정치와 통계청의 2005년 장래인구 특별추계의 가정치 사이에 이렇게 차이가 나는 것은 본 연구의 출산예측모형에서 혼인연령의 상승과 독신여성의 증가에 따른 평균출산연령의 상승에 대한 가정이 최근의 추세를 제대로 반영하였기 때문이라고 할 수 있으며, 이러한 점에서 본 연구의 출산력 가정치가 더욱 더 논리적이고 합리적이라고 주장할 수 있을 것이다. 구체적으로 <그림 3-2>는 본 연구와 통계청의 2005년 특별추계의 중위가정치에서 평균출산연령의 상승템포를 비교하고 있는데, 본 연구의 중위가정치에서는 평균출산연령이 2003년에 29.51세에서 2050년대 후반에는 34.98세로 상승하고 있는데 반하여, 통계청의 중위추계는 2003년의 29.51세에서 2050년 후반에는 29.92세로 상승하고 있다. 봉가르츠의 보정 합계출산율(adjusted TFR)의 개념에 따르면, 혼인연령과 출생순위별 출산연령의 상승은 일시적으로 합계출산율의 급격한 저하를 가져오게 되지만, 중장기적으로 혼인연령과 출산연령의 상승이 더 이상 계속되지 않는다면, 합계출산율은 상승하게 되는 것임을 보여 준다(전광희, 2002, 2004b; Bongaarts, 1998, 1999; Bongaarts and Feeny, 1998).



<그림 4-1> 평균출산연령의 상승속도 비교: 본 연구의 신추계 중위 가정치와 2005년 특별추계 중위 가정치



〈그림 4-2〉 한국 여성의 코호트별 출생순위별 평균출산연령별 중위 가정치의 변화: 1950-2041년

본 연구의 출산예측모형에 의하여 설정된 출산력 가정치가 최근의 합계출산율 추이를 훨씬 더 잘 반영하고 있다고 판단하고 있으며, 이러한 평균출산연령의 상승은 앞에서 제시했던 <표 3-2>의 가정이 현실적이고 합리적이라는 것을 의미한다고 할 수 있다. <그림 4-2>는 <표 3-2>의 코호트별 출산연령의 상승을 출생순위별로 도표화하고 있다. 이것이 바로, 본 연구의 출산력 가정치가 통계청의 2005년 출산력 가정치보다 2006년의 장래인구추계에서 저출산과 고령화의 문제를 진단하고, 인구 및 가족문제에 대한 대응책을 수립하게 효과적으로 사용될 수 있을 것이라고 판단하고 있다.

IV. 맺음말

본 연구의 특징을 장래인구추계의 기능적 관점에서 자리매김한다면, 코호트의 출산행위 파라미터를 장래의 기간(특정 연차별) 연령별 출산율로 역출하는 장치

라고 할 수 있을 것이다. 이것의 파라미터는 출산력을 구성하는 요소들 중에서 시간적으로 변화하는 요소를 적출하는 것으로 구체적으로 해당 출생순위의 출산 경험의 비율(출산수준), 평균출산연령(출산시기), 그리고 출산연령분포의 표준편차(출산왜도)에 해당하는 것이다. 이 예측시스템에 의한 장래출산력 추계의 최초의 작업은 현재까지 얻어진 실적치 자료의 연령별 출산율을 코호트의 행동 파라미터로 변환하는 것이다. 구체적으로 코호트로는 코호트로 맞추어진 연령별 출산율에 모형을 맞추기 위하여, 파라미터를 추정한다. 출산과정을 종결하지 않는 코호트에 대해서도 파라미터를 추정한다. 이 단계에서 이미 장래의 예측이 이루어지게 된다. 다음으로, 파라미터의 추이의 예측을 행한다. 이것은 파라미터의 시간적 추세와 외생적으로 주어진 모수치와의 보간(interpolation) 등의 방법을 사용한다, 마지막으로 추계된 파라미터를 장래의 연령별 출산율로 변환하여, 그것을 투영하는 순서로 진행한다.

본 연구에서는 일반화 로그감마분포모형에서 도출된 연령별 출산율의 합계에 도출된 합계출산율과 통계청의 2005년 장래인구 특별추계의 출산력 가정치를 비교하였다, 본 연구의 출산예측모형의 현실적 유용성을 입증하였다고 생각한다. 분명히, 출산예측모형에서 조작의 대상을 연령별 출산율에서 파라미터로 변환함으로써 얻을 수 있는 몇 가지 장점이 있을 수 있다는 사실을 유념할 필요가 있을 것이다. 우선, 출산이라는 현상의 간단한 기술(parsimonious description)이 가능하고, 둘째로 예측성이 향상되어 명실상부한 예측모형으로서 기능할 가능성이 커진다. 일반적으로 매크로 수치(출산율)보다 마이크로 수치(행태적 파라미터)를 사용하는 것이 여러 면에서 장래에 대한 예측을 가능하게 할 개연성이 크다. (이것은 출산동향조사에서 앞으로의 출생확률에 대하여 묻기 보다는 생애에 걸쳐서 자녀수나 다음 자녀를 낳을 시기를 묻는 경우가 많다.)

그러나 장래인구예측모형과 관련하여, 추계의 본질적 과제는 어떻게 기간효과의 문제를 슬기롭게 다룰 수 있느냐 하는 것이다(Preston et al., 2001; Schoen, 2004). 여기서는 코호트 모형을 근간으로 하여, 최근의 실적치를 바탕으로 약간의 기간적 수정을 하는 것을 제외하고는 기간효과를 별도로 취급하기는 쉽지를 않을 것이다. 기간효과가 해마다 출산율을 크게 변동시킬 수 있는 것은 새천년의 출산, 또는 말띠해의 출산 등을 들지 않을 수 없다. 장래추계와 관련하여 기간효과를 크게 두 가지로 나눌 수 있을 것이다. 그것은 추세에 의하여 영향을 받지 않는 기간효과와 추세에 의하여 영향을 받는 기간효과이다. 장기적 예측을 행하는 목적에서, 이것을 일과성의 우연한 변수로 제외할 수 없는 경우이다 곧 계속되는 기간효과 자체가 추세 자체를 변화시키는 것이다. 앞으로 기간효과를

반영하기 위하여 두 가지 과제가 있을 것이다 하나는 기간효과의 원인이 되는 요인을 특정화하고, 그 변동과 출산율의 변동의 정량적 관계를 파악하지 않으면 안 될 것이다. 또 하나는 그 요인 자체의 변동을 예측할 수없는 경우, 이것에 대하여 일반적으로 대처방법이 없다고 할 수 있을 것이나, 중요한 원인 개개에 대하여 중요하다고 생각하는 요인 하나하나의 지식을 확충하는 도리 밖에 없을 것이다.

참고문헌

- 김동희 (2004a), “장래인구추계,” 김태헌 등(편), 《인구(통계)사전 편찬연구(I)》, 한국인구학회 보고서.
- _____ (2004b), “장래인구추계-한국,” 김태헌 등(편), 《인구(통계)사전 편찬연구(II)》, 한국인구학회 보고서.
- 전광희 (2002), “출산력,” 김두섭·박상태·은기수(편), 《한국의 인구》 통계청.
- _____ (2004a), “코호트분석,” 김태헌 등 (편), 《인구(통계)사전 편찬연구(I)》, 한국인구학회 보고서.
- _____ (2004b) “조정 합계출산율,” 김태헌 등 (편), 《인구(통계)사전 편찬연구(II)》, 한국인구학회 보고서.
- _____ (2004c) “혼인력의 지표와 측정” 김태헌 등(편), 《인구(통계)사전 편찬연구(II)》, 한국인구학회 보고서.
- 통계청 (2005a), 《장래인구 특별추계 결과》 2005. 1. 통계청 인구분석과.
- _____ (2005b), 통계정보시스템(KOSIS) 자료. 통계청. <http://kosis.nso.go.kr/>.
- 高橋重郷 외 (2002) “日本の 將來人口推計” 日本人口問題研究 58(1): 78-84.
- 金子隆日 (1993), “年齢別出生率の將來推計システム,” 日本人口問題研究 49(1): 12-38 (평성 5년 4월).
- 日本國立社會保障・人口問題研究所 (2002) 《日本の將來人口推計-平成13 (2001) ~62年(2050)》 (평성14년 1월 추계). 東京: 國立社會保障・人口問題研究所.
- Bell, William (1988), “Applying Time Series in Forecasting Age-Specific Fertility,” Bureau of Census Statistics Research Division. Washington,

D.C.

Bongaarts, J. (1998), "Fertility and Reproductive Preferences in Post-Transitional Societies," *Policy Research Division Working Paper No. 114*, New York: Population Council.

_____ (1999), "The Fertility Impact of Changes in the Timing of Childbearing in the Developing World," *Population Studies* 53: 277-289.

Bongaarts, J. and G. Feeney (1998), "On the Quantum and Tempo of Fertility," *Population and Development Review* 24: 271-291.

Coale, A. and D. R. McNeil (1972), "The Distribution by Age of the Frequency of First Marriage in Female Cohort.," *Journal of American Statistical Association* 36: 743-749.

Coale, A. and Jim Trusell (1974), "Model Fertility Schedules: Variations in the Age Structure of Childbearing in Human Population," *Population Index* 40: 185-258.

Kaneko, Ruichi (2003), "Elaboration of the Coale-McNeil Nuptiality Model as the Generalized Log Gamma Distribution: A New Identity and Empirical Enhancements," *Demographic Research* 9, Article 10. (www.demographic-research.org) Max Planck Institute for Demographic Research.

Kohler, H.-P., F. G. Billari, and J. A. Ortega (2002), "The Emergence of Lowest-Low Fertility in Europe During the 1990s," *Population and Development Review* 28: 641-680.

Ortega, J. A and H.-P. Kohler (2002), "Measuring Low Fertility: Rethinking Demographic Methods," Max-Planck Institute for Demographic Research, Rostock, Germany Working Paper #2002-001. (available at <http://www.demogr.mpg.de>).

Preston, S. H., Heuveline, Patrick & Guilot, Michel (2001), *Demography: Measuring and Modeling Population Process*.

Schoen, Robert. (2004), "Timing Effects and the Interpretation of Period Fertility." *Demography* 41(4): 801-819.

Development of Fertility Assumptions for the Future Population Projection

Kwang-Hee Jun

The major aim of this paper is to develop a hypothetical set of age-specific fertility rates which are logically derived and reasonably accurate in the projection of future population. The first procedure is to select a generalized log-gamma distribution model, which includes Coale-McNeil nuptiality model, in order to estimate and project a set of age-specific fertility rates by birth cohort and birth order. The second is to apply the log-gamma model with an empirical adjustment to the actual data to estimate and project the future fertility rates for relatively young birth cohorts who did not complete their reproductive career.

This study reconstructs or translates a set of cohort age-specific fertility rates into a set of period age-specific fertility rates which must be hypothesized in order to establish the broader framework of future population projection. For example, the fertility at age 20 in the year of 2020 is the fertility at age 20 for the cohort born in 1990, while the fertility at age 21 in the year of 2020 is the fertility at 21 for the cohort born in 1989. In turn, once a set of age-specific fertility rates for the cohorts who were born up to the year of 2010, it is possible for one to establish an hypothetical set of period age-specific fertility rates which will be needed to project the future population until the year of 2055.

The difference in the hypothetical system of age-specific fertility rates between this study and the 2005 special population projection comes from the fact that the fertility estimation/projection model used in this study was skillfully exploited to reflect better actual trend of fertility decline caused by rise in marriage age and increasing proportion of those who remain single until their end of reproduction. In this regard, this paper argues that the set of

age-specific fertility rates derived from this study is more logical and reasonably accurate than the set of those used for the 2005 special projection. In the population projection, however, the fundamental issue of the hypothetical setting of age-specific fertility rates in relation to the fertility estimation/projection model is about how skillfully one can handle the period effects. It is not easy for one to completely cope with the problem of period effects except for the a minor period adjustment based on recent actual data, along with the given framework of a cohort-based fertility estimation/projection model.

Key words: age-specific fertility rates, future population projection, fertility projection model, generalized log-gamma distribution model, cohort model, period model, birth order-specific age-specific fertility rates

The Pattern and Characteristics of Demographic Transition in Developing Countries

Sung-Ho Chung

Over the past four decades reproductive behavior has changed rapidly in much of the developing countries. The average total fertility rate has fallen by half from six or more to near three today. Between 1960 and 2000 the largest fertility decline occurred in Asia and Latin America. The mortality rate has also decreased in most developing countries.

The purpose of this study is to review the pattern and characteristic of demographic transition in developing countries. At first, this study focuses on the regional fertility and mortality transition. Africa, the total fertility rate is