

출산율 예측 모형 개발

이삼식* · 최효진**

본 연구는 사회 환경과 정책 등의 변화에 따라 출산율을 예측할 수 있는 모형을 개발하고자 하였다. 기존의 인구 추계 시 적용하는 출산율은 최근의 추세가 유지되거나 일률적으로 감소 또는 증가할 것이라는 가정 하에서 제시되므로 저출산·고령사회정책 등에 반영하는데 한계가 있기 때문이다. 본 연구의 출산율 예측모형은 OECD 10개 국가들의 종단면적 및 횡단면적 경험치를 동시에 적용한 패널분석(panel analysis)을 통하여 구축하였다. 모형에는 인구학적 요인으로 조혼인율, 초산연령, 영아사망률, 혼외출산비율, 경제적 요인으로 여성경제활동참가율, 일인당 국민소득, 사회문화적 요인으로 남성대비 여성대학진학 비율, 양성평등지수, 그리고 정책적 요인으로 GDP대비 보건정책 지출비율, GDP대비 가족정책 지출비율의 독립변수들이 포함되었다. 본 연구에서 개발한 모형을 적용하여 한국의 최근 년도 출산율을 예측한 결과 실제 출산율과 아주 미세한 차이만 존재하여 상당히 적합한 것으로 평가되었다. 이러한 출산율 예측모형을 이용하여 인구학적 요인, 경제적 정책적 요인 및 사회문화적 요인 중 일부의 변화를 가정할 경우 한국의 출산율이 어떻게 변화할 것인가에 대한 시뮬레이션을 실시하였다. 일례로 GDP 대비 가족지출비율을 현 프랑스 수준까지 높였을 경우 합계출산율은 1.6 수준으로 높아질 것으로 추정되었다. 이와 같은 출산율 예측모형은 정책의 강화 시기 및 정도를 결정하는데 유용할 것으로 판단된다.

핵심단어: 출산율, 예측모형, 패널분석

I. 서론

인간의 출산력은 시기와 장소 및 집단에 따라 다르기 마련이다. 자연적인 상태에서 인간의 가임력(fecundability)과 출산력(fertility)은 동일할지라도, 각 개인이 노출되어 있는 환경에 따라 변경될 수 있기 때문이다. 그런데 이와 같은 속성을 가진 출산력은 전쟁, 기아, 강제이주 등 특수한 사건이 발생하지 않은 한 다른 인구변동요인 즉, 사망력(mortality)이나 인구이동력(migration)에 비해

* 한국보건사회연구원 연구원 (교신저자) | lss@kihasa.re.kr

** 한국보건사회연구원 연구원 | with0111@hanmail.net

국가 혹은 지역의 인구 변동을 결정하는데 더 막강한 힘을 가지고 있다. 따라서 동서고금을 불문하고 모든 국가는 자국의 인구 변동과 그로 인한 사회, 경제, 국방 등에 미치는 영향과 관련하여 출산력 변화에 지대한 관심을 가져왔다고 할 수 있다.

한국 사회의 출산율은 공식적으로 통계가 존재하는 년도인 1960년에 6.0으로 아주 높았으나, 그 후 약 20년 만인 1983년에 인구대체수준(합계출산율 2.1)으로 낮아졌다. 1980년대 중반부터 1990년대 중반까지 약 10년 동안 1.6 내외의 수준에서 다소 불규칙성이 존재하나 일시적으로 안정화되었다. 그러나 1997년 경제위기를 겪은 후에 한국의 출산율은 다시 한 번 급격한 감소를 경험하게 되는데, 2005년에는 1.08까지 낮아지기도 하였다. 2001년 이후 10년 동안 한국 사회의 출산율은 1.2 내외에서 불규칙하게 변동함으로써 지난 1980년대 중반 이후 약 10년간 지속되었던 저출산현상 고착기와 유사한 상황을 보내고 있다.

정부는 저출산 및 고령사회에 체계적으로 대응하기 위하여 2006년부터 저출산고령사회기본계획을 시행하고 있다. 저출산고령사회기본법(2005)에서는 매년 당해 연도의 성과를 평가하고, 익년도 시행계획 수립 시 환류토록 규정하고 있다. 그러나 현 년도 저출산정책의 성과를 평가하고 차기년도 정책들의 목표를 설정하는 가장 근간이 되는 출산율 통계는 익년에 발표(잠정은 1/4분기, 확정은 2/4분기 중)됨에 따라 당해년도 말경에 수립하는 차기년도 시행계획 수립 시 반영될 수 없다는 시간적 한계성이 존재한다. 또한, 중단기적 출산율 변동에 따른 정책의 선택과 집중은 물론 개별정책의 투입강화 시기 및 정도를 결정하는데 어려움이 있는 등 시의적인 정책 수행이 곤란한 실정이다.

앞서 언급했지만 인류 역사적으로 출산력 변화는 국가 및 사회 차원에서 매우 중요한 영역이다. 한국 사회에 국한하더라도 20세기 후반부터 계속되고 있는 저출산 추이와 관련하여 정책 당국은 물론 학계를 포함한 많은 사회 주체들이 지대한 관심을 보이고 있다. 그럼에도 불구하고 한국 사회에서 출산율 변화를 예측할 수 있는 마땅한 방법(tool)은 부재한 실정이다. 그로 인하여 정책 추진, 출산 관련 여건 내지 분위기 변화, 문화적인 흐름 변화 등이 향후 출산율을 어떠한 방향으로 변화시킬 것인지에 대해서는 궁금증만 가지고 있을 뿐, 그때 그때 통계기관에서 발표하는 전년도 출생통계만을 해석하고 추측하고 있을 뿐이다.

이러한 관점에서 본 연구는 한국의 출산율 예측모형을 개발하는데 목적을 두고 있다. 출산율 예측모형은 인구학적, 경제적, 정책적 및 사회문화적 환경의 변화에 따라 향후 출산율이 어떻게 변화할 것인가를 예측하는데 유용하기 위한

것이다. 이와 같은 모형은 저출산 관련 정책의 융통성 및 효율성을 제고하는데 기여할 뿐 아니라 인구의 동태적 및 정태적 변화와 과급효과 등에 관한 학술적인 연구에도 기여할 것으로 기대된다.

II. 이론적 배경

1. 출산율 예측 방법론에 대한 고찰

출산력의 미래 변화에 대한 예측이 필요하다면, 그 결과는 가급적 현실적이고 신뢰할 수 있어야 하나 이를 담보할 수 있는 어떠한 확고한 법칙은 없다 (UN, 1956). 이에 UN(1956)은 출산력 변화에 대한 예측을 합리적인 판단에 의존하도록 권고하면서, 가장 적합한 방법으로 과거 추이와 관련된 가능한 모든 요인을 감안하여 예측할 것을 제시하고 있다. 즉, 출산력의 과거 경험에 대한 분석방법이 일정한 상황에서 발생될 수 있는 출산력을 제시하는데 가장 적합하다는 것이다.

Shryock와 Siegel(1976)은 출산력 변화를 예측하는 방법으로 기간출산력방법(period-fertility method), 코호트출산력방법(cohort-fertility method), 혼인패리티이행방법(marriage-parity progression method) 및 이들 방법들을 결합한 방법을 제시한 바 있다. 인구학적 개념으로서 기간출산율은 여성 1명이 어느 특정기간(보통 1년)에 출산한 수준이며, 코호트출산율은 보통 동시에 출생한 여성집단이 가임기간 동안의 여러 연령을 지나면서 출산을 경험하는 율이다. 기간출산력방법은 최근의 연령별출산율이 향후 계속 유지되거나 일정한 비율로 변화할 것으로 가정하는 것이다. 코호트출산력방법은 동일시기에 출생한 여성의 연령별출산율을 추적하여 출산 완료 시 누적된 출산율 즉 합계출산율을 산정하는 방법이다. 이 방법을 적용할 경우, 출산이 완료되지 않은 연령집단의 향후 출산패턴은 직전 코호트의 경험출산율 패턴을 이용하여 구한다. 이 방법은 서로 다른 연도에 태어난 여성의 출산율 수준을 가설적으로 합성한 기간합계출산율에 비해 정확하다고 할 수 있다.

현재 우리나라 통계청에서는 인구추계를 위한 출산율 예측방법으로 코호트분석방법을 사용하고 있으며, 출생코호트별 완결출산율을 추정하는데 로그감마모형을 적용하였다(통계청, 2006). 로그감마모형은 출산순위별 완결 출산율과 평

균 출산연령을 추정하기 때문에 일정한 한계성을 가진다. 출산순위별로 파라미터가 설정되어야 하므로, 출산순위마다 독립적으로 파라미터를 추정하는 어려움이 있다. 빈도가 낮은 고출산 순위에도 출산예측모형을 적용할 필요가 있다는 것이 문제이다. 즉, 재생산을 종결하지 않은 젊은 출생코호트의 경우, 파라미터 추정결과와 불안정성에 대해서는 재생산 과정을 종결한 출생코호트의 자료를 재생산 과정의 다양한 시점에서 실험적으로 우측절단을 경험하는 코호트의 경우의 추정치와 비교함으로써 어느 정도 경향을 파악 할 수 있는 불확실성의 문제가 존재한다. 출산순위가 높을수록 출산연령도 높아지기 때문에 출산순위가 높을수록 우측절단으로 인하여 여타 파라미터 추정의 안정성에 문제가 생길 수 있다.

출산력 예측방법으로 기간출산력방법과 코호트출산력방법은 한국과 일본 등 많은 통계기관에서 적용하고 있다. 그러나 이들 예측방법은 궁극적으로 앞선 코호트들의 경험 패턴이 향후에도 유지되거나 경험을 통해 발견된 일정한 법칙에 의거하여 변화할 것이라는 가정을 전제하고 있다. 그런데 앞선 코호트들의 경험으로는 미혼율, 평균 초혼연령, 평균 출산연령, 연령별출산율, 완결출산력 등 인구동태적인 요소들만을 이용하고 있다. 여기에서 논의될 수 있는 문제점들로는 우선 인구동태적인 경험이라 할지라도 후 코호트가 선 코호트의 경험을 그대로 따르지 않을 것이며, 일정한 변화율에 따라 변동하지 않을 수 있다는 점이다. 주된 이유로 기간출산력방법은 서로 다른 코호트들이 특정 시기의 동일한 환경이나 여건에 놓여 있다는 것을 가정함으로써 젊은 코호트들이 직면할 미래의 상황 변동을 반영하지 못하고 있기 때문이다. 요컨대, 최근에 올수록 많은 사회경제적 요인들이 복합적으로 출산행태 내지 출산력에 강하게 영향을 미치고 있어, 이들 요인들의 영향이 출산력 예측에 사용하고 있는 몇몇의 인구동태적인 지표들에 제대로 반영될 수 있다고 단정하기 어렵다.

이러한 한계점들로 인하여 최근 미국 상무성 인구센서스국(2010)에서는 인구 추계를 위한 출산율 예측 시, 그 결과가 개별국가의 환경을 감안하여 수용 가능한 것인가를 진단한 후 채택 여부를 결정하여야 한다고 제기한 바 있다. 즉 출산율 예측 시에는 여성의 교육수준 및 노동시장참여율, 가족정책의 영향, 피임여성비율, 혼인연령 등 최근의 사회경제적 흐름과 정책 등 모든 요소들을 종합적으로 고려해야 한다는 것이다. 아울러 출산율 예측과 관련한 과거 자료가 없을 경우에는 주변국가의 자료를 활용하여 미래 변화를 예측하는 데에 사용하여야 한다고 주장하고 있다. 실로 우리나라에서 지금까지 주로 인구 추계 시 인구동태적 변화만을 감안하여 예측한 출산율들은 이후 실추치와 비교하였을

〈표 1〉 우리나라의 최근 인구추계시 출산율 예측치와 실측치 간 비교

(단위: 명)

| | 실측치 | 1996추계 | 2001추계 | 2005추계 | 2006추계 |
|------|------|--------|--------|--------|--------|
| 중위가정 | | | | | |
| 2000 | 1.47 | 1.71 | - | - | - |
| 2005 | 1.08 | 1.71 | 1.37 | 1.19 | - |
| 2010 | 1.23 | 1.74 | 1.36 | 1.21 | 1.15 |
| 고위가정 | | | | | |
| 2000 | | 1.78 | 1.47 | - | - |
| 2005 | | 1.84 | 1.43 | 1.21 | 1.08 |
| 2010 | | 1.93 | 1.45 | 1.27 | 1.28 |
| 저위가정 | | | | | |
| 2000 | | 1.64 | 1.47 | - | - |
| 2005 | | 1.56 | 1.35 | 1.17 | 1.08 |
| 2010 | | 1.52 | 1.32 | 1.14 | 0.83 |

주: (현수준)은 2006년도 인구추계에서만 설정한 가정임.

자료: 통계청, 장래인구추계, 1996, 2001, 2005, 2006.

때 비교적 큰 차이를 보였다(표 1). 즉, 기존의 출산율 예측 방법으로는 향후 인구학적 및 사회경제적 현상들이 변화함에 따라 우리나라 출산율이 어떠한 방향으로 변화할지 예측하는 것에 일정한 한계가 존재한다.

2. 출산율에 영향을 미치는 요인에 대한 고찰

가. 인구학적 요인

혼인정도와 혼인문화는 실제로 출산을 할 수 있는 '사회적 가임가능' 인구를 제한하는 역할을 함으로써 출산율에 상당한 영향을 미친다. 과거에는 전통적으로 혼인율이 높은 이른바 보편혼을 지향하는 국가일수록 출산율은 높았다. 그러나 현대사회에서 혼인과 출산율 간의 관계는 법률혼 이외의 출산이 증가하면서 다른 양상으로 나타난다. 가임인구의 혼인율과 출산율의 관계는 국가의 사회문화적 배경에 따라 상이하다. 유교문화권의 동아시아국가들과 전통적 가톨릭문화권의 남유럽국가들과 같이 법률혼을 중시하는 국가에서는 혼인율과 출산율 간 높은 상관성이 나타난다. 반면, 서유럽 및 북유럽 국가들의 경우에는 혼인과 출산율의 연관성이 다소 미약하게 나타난다. 프랑스 등 일부 국가에서는 혼인율의 감소에도 불구하고, 비교적 높은 수준의 출산율을 유지하고 있다. 이

는 혼외출산 등 다양한 가족에 대한 높은 수용성 때문이다.

서구 국가들을 중심으로 혼인출산비율이 높게 나타나고 있는 있지만 아직도 대부분 국가들 특히, 전통적인 가족주의 문화가 강하게 지속되고 있는 동아시아 국가나 남유럽국가들에서는 법률적인 초혼 연령이 사회적으로 출산을 시작할 수 있는 시기로 인식되고 있다. 일반적으로 초혼연령이 높아질수록 가임기간 단축, 가임력 저하(유사산, 불임 증가), 임신부와 태아의 건강이상증가, 늦어지는 자녀양육부담 가중 등으로 인한 자녀출산 축소 경향 증가 등으로 인하여 출산력이 저하될 수밖에 없다. 이와 같은 초혼연령과 출산력 간의 부(-)적 관계는 혼외출산비율이 사회문화적인 이유로 아주 낮은 우리나라에서 보다 명료하게 나타난다(이삼식·최효진·김윤경, 2009).

최초 출산 시기도 매우 중요한 의미를 갖는다. 특히 결혼을 하고나서도 여러 이유로 인하여 출산을 미루는 경향이 있는 사회일수록 출산시기가 출산력에 미치는 영향력이 커질 것이다. 이와 같은 관계는 혼외출산비율이 낮은 국가에서 더 명료하게 나타난다. OECD 국가들 중 그리스, 이탈리아, 일본, 한국 등의 국가에서 초산연령이 높아질수록 합계출산율은 떨어지는 경향을 보이고 있다(이삼식 외, 2009). 이성용(2009)의 연구결과에서도 늦은 나이에 혼인을 하거나 출산을 한 여성이 젊은 나이에 결혼을 하거나 출산을 한 여성에 비해 첫째, 둘째, 셋째아를 출산할 확률이 낮다는 결과를 밝히고 있다.

영아사망률은 국가의 사회경제적 수준, 의료수준 및 국민의 보건복지를 대표하는 지표로 출생아 1,000명당 사망한 영아로 표시된다. 영아사망률이 높을수록 기출산한 자녀의 생존 여부에 대한 확신감이 낮아 예비로 추가적인 출산을 시도하여 출산율 상승에 기여하게 된다. 이와 반대로 영아사망률이 낮은 국가에서는 기출산자녀의 사망 가능성에 대한 리스크가 적기 때문에 원하는 자녀의 수를 달성하면 단산을 하게 되어, 출산수준이 낮아질 수 있다.

나. 사회문화적 요인

국내와 국외를 불문하고 지금까지 대부분 연구들은 고학력 여성이 저학력 여성보다 출산력이 낮다는 것을 입증하고 있다(이삼식·박중서·윤홍식 외, 2007; 김두섭·차승은·송유진 외, 2007; 이삼식·신인철·조남훈 외, 2005; 김태현·이삼식·김동희, 2005; Beets, 1997). 2005년 한국보건사회연구원에서 실시한 「전국 결혼 및 출산 동향 조사」결과에 의하면 결혼이행률은 교육수준이 높을수록, 취업한 경험이 있는 경우에 상대적으로 낮게 나타난다(이삼식 외, 2005). 김태현

외(2005)는 통계청의 인구센서스를 시계열적으로 분석하여, 과거에는 고졸학력층이 그리고 최근에는 대학 이상 고학력층의 출생아 수 감소가 어떠한 변수보다 통계적으로 유의함을 제시하고 있다. Andersson(2005)도 상대적으로 교육수준이 낮은 여성이 그렇지 않은 여성들보다 출산율이 낮음을 밝히고 있다. 그 전에 Palomba, Menniti and Caruso(1997)는 현대사회에서 높은 학력수준을 가진 고연령 여성들이 점차 결혼시장에서 조건에 적합한 배우자를 찾기가 어려워져 결국 혼인을 비자발적으로 포기하는 경향이 증가한다고 하였다. 김두섭(2007)은 여성의 교육수준을 부적 수준과 연관하여 출산수준과의 연관성을 설명하고 있다. 그에 따르면, 출산수준이 저학력층 집단보다 고학력층 집단에서 우선적으로 감소하는데, 고학력층 집단에서 자녀에 대한 기대가 커 자녀에 대한 투자의 양을 증가시키고 투자의 질을 높이기 위하여 적극적으로 자녀 수를 조절한다는 것이다. Beets(1997)에 따르면 교육수준이 높을수록 새로운 지식과 정보 및 사상에 대한 접근성이 높아져, 노동시장과 사회적 지위에서의 능력과 기회가 증가하여 출산에 관한 태도와 행태에 영향을 미치게 된다.

출산율은 전통적인 문화의 영향을 상당히 받는 것으로 보인다. 대표적으로 남유럽이나 독일어권 국가의 출산율 변동은 가톨릭문화의 영향을 받으며, 일부 아시아국가의 출산율 변동은 유교주의 문화의 영향을 받고 있다. 오랜 기간 동안 양성평등문화가 정착되어 온 북유럽국가나 불어권국가 및 영어권국가들의 경우 출산율이 상대적으로 높게 나타났다. 예로 스웨덴은 여성의 적극적인 노동시장 참여 및 양성평등 증진을 목적으로 하는 개인단위의 가족정책을 통해 출산율을 비교적 높은 수준에서 유지하고 있다. 남부유럽 국가들의 경우, 가부장적 문화의 영향으로 인하여 가사 및 육아부담이 여성에게 전가되고 있으나 공적 보육시설도 부족하여, 여성들은 직장(결혼) 중 한 가지를 선택할 수밖에 없게 되어 결과적으로 만혼이 일반화되고 있다(이삼식 외, 2005).

Beets(1997)는 여성의 경제활동참가가 증가하고 있는 반면, 남성의 가사에 대한 역할이 변화하지 않아 저출산 현상이 발생하고 있다고 주장한다. 그에 따르면, 가사와 경제활동참가간의 양립이 더 큰 문제로 다가옴에 따라, 여성들은 결국 아이를 늦게 그리고 적게 가지려 하며 심지어는 자녀를 갖지 않으려 한다는 것이다. Beets 이외에도 많은 연구들은 저출산현상을 가사와 육아에 있어서의 남녀간 불평등과 연계시키고 있다. 대부분 연구들은 남녀간 불평등의 지속은 출산율을 저하시킬 것이라는 데에 동의하고 있다. 박수미(2008)의 연구에서는 기혼 취업 여성의 경우 남편의 가사노동시간이 증가할수록 둘째 출산에 더욱 적극적인 것으로 나타나, 가사노동시간이나 가사분담률 등 부부간 형평성

정도가 출산에 유의미한 정적 영향을 미치고 있음을 밝혔다. 한편, 일부 학자들은 남녀 간의 평등이 오히려 출산율을 감소시킬 수 있다는 의견을 제시하고 있다. 예를 들어, Palomba와 그의 동료들(1997)은 남녀평등이 출산율에 양방향으로 영향을 미칠 수 있다는 의견을 내놓고 있다. 즉, 남성의 가사의무를 강조하는 경우 여성의 자녀양육과 취업간의 양립이 용이하게 되어 자녀 출산에 긍정적인 영향을 미칠 수 있는 반면, 남녀평등의식 고취의 영향으로 여성의 경제활동이 증가하여 과거에 비해 출산을 적게 하려는 경향이 높아질 수 있다는 것이다(이삼식 외, 2005).

다. 경제적 요인

경제적인 요인이 출산율에 미치는 영향은 미시적인 접근과 거시적인 접근으로 가능하다. 미시적 접근은 개인이나 개별가구의 소득수준 등이 출산수준에 미치는 영향을 살펴보는 것이며, 거시적 접근을 사용하게 될 경우, 국가 경제 또는 경기변동이 출산율 변동에 미치는 영향을 측정하게 된다. 한 국가의 고용 불안정 및 불경기는 출산율 변동의 원인이 된다. Hoem과 Hoem(1996)은 그 사례로 영국에서 1970년대 초 이래 직업의 불안정으로 인해 출산율이 저하되었으며, 스웨덴에서는 1990년대에 불경기로 실업률이 높아지고 사회복지비용이 삭감되어 그 영향으로 출산율이 감소되었다고 한다. Witt와 Wagner(1995)도 동독의 출산율이 통일 전(1990년) 1.6명에서 통일 후(1993년)에 0.7명으로 낮아진 이유를 고실업, 시장에서 노동가격 저하 등의 사회경제적 변화에 대응하기 노력에 기인한 것으로 보고 있다. Billari와 Kohler(2004)에 의하면, 청년시절의 노동시장 불확실성과 불안한 경제적 전망은 부모의 집에 늦은 나이까지 머물게 하여 혼인연령을 상승시키고 출산율을 하강시키기 쉽다고 한다(이삼식 외, 2005). 일본의 출산율은 1973년 ‘오일쇼크’를 계기로 급격하게 하락하였는데, 경기 불황으로 인해 여성 고용율이 낮아지면서 만혼화 경향이 증가하였기 때문이다(Retherford and Ogawa, 2005). 1990년대 중반 거품경제(bubble economy) 붕괴 이후에는 장기적인 경기불황과 구조조정으로 인하여 ‘평생직장 보장’이 사라지면서, 출산행태에 부정적인 영향을 미쳤다(Ogawa, 2003). 최근 일본의 출산율은 2005년 1.26명에서 2006년 1.32명으로 다소 높아졌는데, 경기 회복에 기인하는 것으로 보는 시각이 많다.¹⁾ 거품경제 붕괴 후 불황이 지속되었던 ‘취직

1) 일본 후생노동성은 경기 회복으로 인해 ‘젊은 세대의 생활 안정 및 아이를 낳아도 괜찮다’라는 의식이 증가하고, 기업의 실적 개선에 따라 고용이 안정(남성고용자, 정규직 증가 등)되어 20~30대에서 결혼과 출산이 증가하고 있기 때문으로 풀이하고 있다.

빙하기엔 젊은 남녀들이 장래에 대한 불안으로 결혼을 연기하고 출산을 포기하는 풍조가 강했으나, 최근 고용환경 개선으로 뒤늦게 결혼하거나 출산하는 커플이 증가하였기 때문이라는 것이다. 한편, 일본에서 GDP성장률과 출산율 변동 간에 약 4년간의 시차(time-lag)가 관찰된다(이삼식 외, 2007). 오유진·박성준(2008)의 연구에 의하면, 우리나라의 경우 1인당 국민소득과 출산율 간 부적 관계가 있음을 지적하고 있다. 이성용(2006)의 연구결과에서는 우리나라 외환위기 이후 특히 2000년 이후에 결혼한 여성은 그 이전에 결혼한 여성에 비해 첫째아 출산을 덜 하려는 경향이 있음을 밝혔다.

여성의 노동시장참여도 출산에 영향을 미친다. 이삼식과 동료 연구자들(2005)은 2005년에 한국보건사회연구원에서 실시한 「전국 결혼 및 출산 동향조사」를 분석하여 여성의 노동시장 참여 특히, 안정된 높은 임금수준 또는 장시간 근로는 출산의 기회비용을 높여 출산수준의 감소요인으로 작용하는 반면, 결혼과 출산은 노동시장에서 경력단절의 기제로 작용하여 여성의 기회비용 증가를 야기하고 있다고 밝힌바 있다. 김현숙(2007)의 연구결과에서도 기혼여성의 경제활동참여는 39세이하의 비교적 젊은 여성들에게서 출산 예상 자녀수에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 일본의 사례로 경기 불황으로 인해 여성 고용률이 낮아지고, 그로 인하여 만혼화 경향이 증가하여 출산율 감소로 이어졌다(Retherford and Ogawa, 2005). 특히, 1990년대 중반 이후 출산율이 감소한 이유로는 거품경제(bubble economy) 붕괴 이후 장기적인 경기불황으로 인하여 고용이 불안해짐에 따라 교육이 연장되는 등 만혼화 현상이 증가하였기 때문으로 설명하고 있다. Hoorens, Parkinson 및 Grant(2005)는 스웨덴에서 1990년대 후반에 출산율이 하락한 주요 이유 중 하나로 노동시장의 구조적 변화(계약직 증가 등)로 인하여 젊은 사람들이 노동시장에서 일을 찾기 어려웠으며, 그로 인해 아이를 가지고자 하는 의지가 감소하였음을 제시하고 있다. 이들에 앞서 Andersson(2000)도 스웨덴에서 경기침체에 따른 여성 실업률 증가가 직업교육참가자를 증가시키고 교육기간을 연장시키는 등 출산에 부정적인 영향을 미쳤다고 주장한 바 있다.

라. 정책적 요인

많은 국가에서 출산율 변동을 위하여 직접 혹은 간접적인 정책수단을 도입하여 왔다(이삼식·최효진·정혜은, 2010). Gauthier와 Hatzius(1997)에 의하면, 프랑스에서 가족수당 2.5% 증가는 출산율을 0.07명(4%) 상승시키는 효과를 거

둔 것으로 평가되었다. Laroque와 Salanié(2005)에 의하면, 프랑스가 1994년 아동양육수당(APE, Allocation parentale d'éducation)을 2번째 자녀까지 확대한 정책 변화는 두 번째 자녀의 출생을 약 10.9% 가량 증가시키고 세 번째 자녀의 출생은 약 2.4% 감소시켜 전체 출생아수를 약 3.7% 증가시켰으며, 2004년 출산관련 제 수당을 하나의 수당으로 통합한 PAJE(Prestarion d'Accueil du Jeune Enfant)의 도입은 출산율을 약 4.7% 증가시킨 것으로 평가하였다(민희철, 우석진, 김현숙 외, 2007). Chesnais도 1976년 이후의 동독, 1940~1950년대의 프랑스, 1945~1957년의 독일의 자르지방, 1987년의 스웨덴 등 4개 국가와 지역의 역사적 경험을 비교하면서, 가족수당이 프랑스의 출산율을 상승시키는 효과가 있었다는 평가를 하였다(Chesnais, 1989, 1998). 반면, Monnier와 Dumont(1990)는 가족정책의 출생촉진효과의 정확한 측정은 불가능하며, 그것의 정책효과에 대해서는 중립적인 태도를 취하고 있다(은기수·전광희·윤홍식 외, 2005에서 재인용).

Ⅲ. 연구방법

1. 분석방법

한국사회의 출산력 변동에 영향을 미치는 인구학적 요인, 경제적 요인 및 사회문화적 요인은 한국적인 특수성을 가지고 있는가 하면, 다른 한편으로는 한국사회뿐만 아니라 시기 상 다소의 차이가 존재할지라도 서구의 선진국들에게도 공통적으로 나타난다. 경제적 요인 대부분은 한국과 선진국들 사이에서 공유될 수 있는 것들로 간주할 수 있다. 인구학적 및 사회문화적인 요인은 국가나 사회마다 각자의 오랜 역사를 거쳐 형성되어 온 것으로 한국과 서구 선진국들과 공유될 여지가 별로 없어 보이나, 실제로는 최근 한국사회에서 나타나는 인구학적 내지 사회문화적인 요인들이 과거 유럽사회에서 보편적으로 나타났거나 적어도 최근까지 일부 유럽 국가에서 다소의 차이가 있을 뿐 거의 공유될 수 있는 것으로 간주할 수 있다. 요컨대, 한국사회의 출산력 예측에는 한국사회가 고유하게 경험한 요인들과 함께 서구 선진국들이 이미 경험하였거나 현재 경험하고 있는 요인들을 동시에 고려해야 할 필요가 있다. 이에 출산력 예측모형을 구축하기 위하여 한국뿐만 아니라 서구 선진국들의 인구학적, 경제적 및 사회문화적 요인들에 대한 자료를 시계열적으로 확보하여 패널분석(panel

analysis)을 실시하였다.

패널분석은 패널그룹(국가)의 시계열자료와 횡단면자료를 합쳐 놓은 패널자료를 이용하는 방법으로 종속변수에 매우 중요한 영향을 미침에도 불구하고 독립변수로 포함되지 않은 요인 즉, 누락된 변수(omitted variable)에 대한 처리가 가능하다(민인식·최필선, 2010; 최충익, 2008). 이와 같은 패널분석방법은 몇 가지 장점을 갖는다(최충익, 2008).

첫째, 패널분석방법은 개별적 특이성(individual heterogeneity)을 통제할 수 있다. 개별적인 특이성을 통제하지 못할 경우 시계열분석이나 횡단면분석은 왜곡된 결과를 얻을 위험이 커지게 되는데, 패널분석은 시계열 분석이나 횡단면 분석에서는 불가능한 개별특성효과(individual effect)와 시간특성효과(time effect)를 모두 통제할 수 있다.

둘째, 패널분석방법은 연구자에게 다양한 정보를 제공해주며 다중공선성의 문제를 줄일 수 있다. 또한 보다 많은 자유도(degree of freedom)와 가변성(variability)을 제공해주어 분석을 용이하게 해준다.

셋째, 패널분석방법은 조정의 동태성(dynamics of adjustment)을 가능하게 해준다. 상대적으로 안정된 횡단면 분포에서는 포착하기 힘든 다양한 변화를 포착하게 도와준다.

넷째, 패널분석방법은 순수한 횡단면분석이나 순수한 시계열분석에서 포착하기 힘든 효과를 보다 잘 측정해낼 수 있다.

다섯째, 패널분석방법은 횡단면분석이나 시계열분석에 비해서 복잡한 행태적 모형을 구축 및 검증하게 해준다.

여섯째, 패널분석방법은 개인, 기업, 정부 등과 같이 미시적인 단위에서 수집되는 데이터에서 발생하는 편이(bias)를 통제하게 해준다. 이것은 두 번째의 개별특성효과와 비슷한 것으로 개별 데이터 셋(set)에서 생길 수 있는 각종 편이들을 제거하여 분석할 수 있다.

한편, 패널분석방법의 단점으로 각 국가나 지역을 패널 그룹(한 국가나 지역 단위의 그 국가 또는 지역의 여러 변수들의 시계열 자료를 의미)으로 설정하여 조사한 데이터의 경우 패널 그룹 간 상관관계(group-wise correlation)가 존재할 수 있다. 또한, 개인이 패널 그룹인 경우 시간변수의 길이가 짧아 추정량에 대한 점근적 추론(asymptotic inference)은 패널의 숫자가 커지는 것에 의존한다(민인식·최필선, 2010). 그러나 본 연구에서는 국가를 패널그룹으로 설정함으로써 이러한 점은 문제가 되지 않는다.

패널분석은 시간의 흐름에 따라 변하지 않고 관찰되지 않는 특정한 변수가

국가마다 잠재해 있고, 시계열별 독특한 특성이 매 기간에 잠재해 있음을 가정하는 고정효과모형(Fixed Effect Model)과 국가마다 시간마다 모두 고정되지 않고 확률적으로 변화한다고 가정하는 확률효과모형(Random Effect Model)으로 구분할 수 있다. 이 중 어느 모형을 사용할 것인가를 선택할 때에는 시간불변의 개별특성효과가 독립변수들과 관련이 있는가를 고려하여야 한다. 시간불변의 개별특성효과가 독립변수들과 관련이 있는 경우에는 고정효과모형을 선택하고, 시간불변의 개별특성효과가 독립변수들과 관련이 없는 경우에는 확률효과모형을 선택한다(Johnston, 1997:403; 최충익, 2008에서 재인용). 본 연구에서 출산율 예측 모형에 대해 하우스만 검정을 실시한 결과 p값이 0.01보다 작아 1% 수준에서 귀무가설이 기각되었으므로, 고정효과모형을 선택하여 분석을 실시하였다.

2. 분석대상(패널그룹)

동 모형은 이미 제2차 인구학적 변천이 어느 정도 이루어진 이후에 출산율의 변화를 예측하기 위한 것이다. 따라서 모형 개발을 위해서는 출산율이 오래 전에 인구대체수준 이하로 낮아졌으며, 일정한 수준에 저점을 이룬 후 증가하거나 다소 불규칙적인 변화를 보이고 있는 국가(패널그룹)를 분석대상으로 선정한다. 또한, 분석대상이 되는 국가들은 미래의 한국 출산율을 예측하는데 적합하여야 하므로, 적어도 현재의 한국과 유사하거나 그 이상의 사회발전이 이루어진 국가들로 선정한다. 여기에서 사회발전 정도를 가늠하는 방법은 다양하나, 본 연구에서는 1인당 국민소득의 지표를 이용하였다.

모형 구축을 위해 최종적으로 선정된 분석대상 국가들은 벨기에, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 이탈리아, 네덜란드, 노르웨이, 스웨덴, 스위스, 영국 등 OECD 10개국이다. 이들 국가는 오랜 전에 출산율이 인구대체수준 이하로 낮아졌으나 1990년대 중반을 전후로 출산율이 반등세로 전환되었으며, 당시 1인당 국민소득이 2만불을 상회하였다. 패널데이터 구축기간은 1995~2009년이다.

3. 변수

인구학적 요인으로 가임기 여성인구 규모는 출생아수와 정적 관계를 갖는다. 그러나 가임기 여성인구 규모가 출산율에 미치는 영향은 가임여성인구의 증가율과 출생아수 증가율에 따라 정적 혹은 부적인 관계를 가질 수 있다. 특히 이

러한 관계는 가임여성인구의 연령구조 즉, 핵심가임여성(25~34세)의 비중에 의해서도 영향을 받는다. 이와 같이 가임여성인구는 출산율과 사회경제적 발전 등과 연동하여 일정하게 변동하기보다 그 자체적인 특성에 의해 불규칙하게 변화하는 속성을 가지므로 본 모형에서는 고려하지 않았다. 한편, 한국사회는 법률적으로 결혼을 하여야만 출산을 하는 특수성을 가지고 있다. 게다가 서구 선진국들 사이에 법률혼 외적인 출산의 비율이 높아지고는 있으나 많은 국가들은 여전히 법률혼에서 발생하는 출산 비율이 높은 경향이 있다. 따라서 한국의 출산율 예측을 위해서는 혼인율의 지표가 반드시 모형에 포함되어야 하며, 이를 위해 모형에는 인구 1,000명당 혼인건수로 측정되는 초혼인율(CMR)을 포함하도록 한다. 혼외출산비율(OUTB)은 단순히 인구학적 변수이기보다 다양한 가족에 대한 사회문화적 수용성 정도를 나타내는 척도로도 간주할 수 있으므로 모형에 포함하여 향후 출산율 예측에 반영하는 것이 중요하다. 초혼연령이나 초산연령 모두 사회적으로 혹은 생리적으로 출산 시작 시기를 의미하는 것으로 가임기간 단축, 불임증, 늦어진 자녀 양육에 대한 사회경제적 부담 등으로 인하여 실제 출산율에 지대한 영향을 미친다. 특히 한국사회는 만혼화와 이에 따른 만산화가 출산율 변동과 밀접한 관련이 있는 것으로 많은 연구에서 밝히고 있다. 이에 따라 초혼연령과 초산연령(AFC) 모두 출산율 예측모형에 포함되어야 할 것이다, 다만, 초혼연령의 경우 분석대상 국가에서 해당 자료를 생산하지 않은 경우가 있으며, 더욱이 (초혼 후 첫째아 출산 간의 기간이 일정한 경우) 초산연령과 다소 중복되는 효과를 가지므로 본 모형에서는 포함하지 않았다. 오래 전부터 영아사망률(IMR)은 자녀수와 아주 강한 관련성이 있는 것으로 알려져 있다. 예컨대, 영아사망률이 높을수록 기 출산한 자녀의 생존 여부에 대한 확신감이 낮아 예비로 추가적인 출산을 시도하는 것이다. 이와 반대로 영아사망률이 낮은 국가에서는 기 출산자녀의 사망 가능성에 대한 리스크가 적기 때문에 원하는 자녀의 수를 달성하면 단산을 하게 된다. 이러한 관점에서 영아사망률을 모형에 포함한다.

경제적 요인으로는 여성 노동시장 참가, 경기 변동(혹은 경제 위기), 실업률, 임금수준, 가구소득, 소비자 물가지수 등이 포함된다. 이들 경제적 요인 모두를 모형에 포함시킬 필요는 없다. 주된 이유는 경제적 요인들 간 다중공선성 문제 때문이다. 예를 들어, 경기변동이나 실업률은 여성경제활동참가율이나 임금수준 및 가구소득과 높은 상관성을 가진다. 소비자물가지수 역시 경기변동과 연관성이 높다. 임금수준과 가구소득 역시 일인당 국민소득으로 대체할 수 있을 것이다. 이와 같은 이유로 인하여 예측모형을 개발하기 위한 경제적 요인은

다른 요인과 출산력에 미치는 중복적인 영향을 최소화 하면서 다소 다른 관점을 가진 요인으로 최종 선정한다. 여기에는 여성 경제활동참가율(경기변동, 실업률 등 대표), 일인당 국민소득(임금, 소득 등 대표)이 해당된다. 정책적 요인으로는 자녀양육비용과 이를 경감시켜주기 위한 정책과 관련한 변수를 활용하며, 이를 측정하는 변수로 GDP 대비 가족정책 및 보건정책 지출 비율을 모형에 포함한다.

사회문화적 요인은 직접적인 요인이라기보다는 결혼과 출산에 영향을 미치는 간접적인 요인인면서 배경적인 요인이라고 볼 수 있다. 그러한 사회문화적 요인으로는 가족가치관(자녀가치관), 양성평등(교육수준, 성역할, 가사노동분업) 등을 들 수 있다. 사회문화적 요인은 국가마다 각자의 고유한 문화적 특성으로서 국가를 패널그룹으로 적용하고 있는 본 모형에 필요한 각 요인에 대한 장기시계열적 자료를 찾기에는 한계가 있다. 특히, 가족가치관의 경우 국가마다 다른 기준에 의거하여 측정되고 있으며, 남성 가사활동 참여시간 역시 그 중요성에도 불구하고 국가별 시계열 자료를 확보할 수 없다는 한계가 있다. 본 모형에서는 양성평등정도를 측정할 수 있는 변수로서 UNDP의 남녀평등지수(GDI)²⁾를 사용한다. 한편, 여성의 고등교육 진학은 노동시장에서 경쟁력 제고를 위한 인적자본의 질 내지 가치를 높이기 위한 경제적 요인으로서 분류될 수 있으며, 동시에 여성의 지위 향상과 관련하여 양성평등 정도를 측정할 수 있는 사회문화적 요인으로도 분류될 수 있다. 기존의 많은 연구에서 여성의 교육수준은 결혼과 출산의 행태에 영향을 미쳐 출산력 결정에 중요한 요인으로 밝히고 있다. 이러한 맥락에서 본 연구에서는 남성 대비 여성의 대학진학 비율을 모형 개발에 추가하여 적용하기로 한다. 이 지표는 앞서의 남녀평등지수가 초·중·고등학교 취학률만 포함하고 있다는 점에서 차이가 있다.

이들 모형에 포함된 요인들에 대해 패널그룹의 평균을 연도별로 제시하면 <표 2>과 같다. 패널그룹 10개 국가의 합계출산율은 전 기간 평균이 1.69이며, 1998년 1.61을 저점으로 2009년 1.81까지 지속적으로 증가한 것으로 나타난다. 조혼인율은 패널그룹들의 전 기간 평균이 5.01이며, 시계열적으로 큰 변화가 없다. 패널그룹들의 초산연령 평균은 동 기간 29.1세에서 30.4세로 지속적으로 증가하며, 전 기간 평균은 29.8세이다. 패널그룹들의 영아사망률 평균은 동 기간 5.1에서 3.5로 지속적으로 감소하며, 전 기간 평균은 4.3으로 나타난다. 혼외출

2) 남녀평등지수(GDI)는 국가별 교육수준, 국민소득, 평균수명 등에 있어서의 남녀평등 정도를 측정하는 것으로 남녀평등지수가 1에 가까울수록 남녀가 평등에 가깝다는 것을 나타낸다. 구체적으로 성별 기대수명, 성인문맹률, 초·중·고등학교 취학률, 예상소득으로 구성된다.

〈표 2〉 출산율 예측모형에 포함된 요인의 패널그룹(국가) 평균

| | TFR | CMR | AFC | IMR | OUTB | FLFPR | FUER | PGNI | GDI | HEXP | FEXP |
|------|------|------|-------|------|-------|-------|-------|------|------|-------|------|
| | 명 | % | 세 | 10만명 | % | % | % | 만불 | | % | % |
| 1995 | 1.64 | 5.1 | 29.1 | 5.1 | 29.9 | 50.7 | 50.2 | 2.9 | 0.91 | 8.18 | 2.55 |
| 1996 | 1.63 | 5.2 | 29.2 | 5.0 | 31.0 | 51.0 | 52.6 | 3.0 | 0.91 | 8.29 | 2.49 |
| 1997 | 1.62 | 5.1 | 29.4 | 4.9 | 31.6 | 51.4 | 55.7 | 2.8 | 0.91 | 8.25 | 2.43 |
| 1998 | 1.61 | 5.0 | 29.5 | 4.8 | 32.6 | 51.8 | 58.5 | 2.8 | 0.92 | 8.34 | 2.61 |
| 1999 | 1.63 | 5.1 | 29.5 | 4.6 | 33.6 | 52.8 | 62.4 | 2.9 | 0.92 | 8.51 | 2.57 |
| 2000 | 1.66 | 5.3 | 29.6 | 4.6 | 34.4 | 53.0 | 64.4 | 2.7 | 0.93 | 8.39 | 2.46 |
| 2001 | 1.64 | 4.8 | 29.7 | 4.5 | 35.2 | 53.2 | 66.8 | 2.7 | 0.93 | 8.70 | 2.50 |
| 2002 | 1.64 | 5.0 | 29.8 | 4.2 | 36.0 | 53.7 | 70.0 | 2.9 | 0.94 | 9.08 | 2.52 |
| 2003 | 1.68 | 4.9 | 29.9 | 4.1 | 36.8 | 53.8 | 73.4 | 3.6 | 0.94 | 9.51 | 2.60 |
| 2004 | 1.71 | 4.9 | 30.0 | 3.9 | 37.8 | 54.1 | 75.5 | 4.1 | 0.94 | 9.57 | 2.59 |
| 2005 | 1.71 | 5.0 | 30.1 | 3.8 | 38.7 | 54.3 | 76.7 | 4.3 | 0.95 | 9.58 | 2.55 |
| 2006 | 1.76 | 4.9 | 30.1 | 3.8 | 39.8 | 54.6 | 77.0 | 4.6 | 0.95 | 9.45 | 2.58 |
| 2007 | 1.77 | 5.0 | 30.2 | 3.7 | 40.8 | 55.0 | 77.0 | 5.1 | 0.95 | 9.39 | 2.57 |
| 2008 | 1.80 | 5.0 | 30.3 | 3.5 | 41.5 | 55.5 | 76.7 | 5.5 | 0.95 | 9.61 | 2.58 |
| 2009 | 1.81 | 4.8 | 30.4 | 3.5 | 42.4 | 55.2 | 77.4 | 4.9 | 0.95 | 10.56 | 2.57 |
| 전체 | 1.69 | 5.01 | 29.78 | 4.27 | 36.14 | 53.32 | 67.60 | 3.64 | 0.93 | 9.03 | 2.55 |
| S.E. | 0.19 | 0.76 | 0.68 | 0.89 | 14.90 | 8.00 | 18.73 | 1.32 | 0.02 | 1.22 | 0.87 |

주: 합계출산율(TFR), 조혼인율(CMR), 영아사망률(IMR), 혼외출산율(OUTB), 초산연령(AFC), 여성노동 시장참가율(FLFPR), 1인당 국민소득(PGNI), 남녀평등지수(GDI), 남성대비 여성대학진학비율(FUER), GDP대비 보건정책 지출비율(HEXP), GDP대비 가족정책 지출비율(FEXP).

자료: OECD, <http://www.oecd.org/>

World Bank, <http://www.worldbank.org/>

통계청, KOSIS.

산비율은 패널그룹들의 전 기간 평균이 36.1%로 높다. 이 비율은 1995년 29.9%에서 2009년 42.4%로 지속적으로 상승한 것으로 나타난다. 여성 노동시장 참가율은 1995년 50.7%에서 계속 증가하여 2008년 55.5%까지 높아졌으나 2009년에는 다소 낮아졌다. 여성경제활동참가율의 전 분석기간 평균은 53.3%이다. 패널그룹들의 남성대비 여성의 대학진학 비율은 전 분석기간 평균 67.6%이며, 이는 1995년 50.2%에서 2009년 77.4%로 2008년을 제외하면 지속적인 증가세를 보인다. 패널그룹들의 일인당 GNI 평균은 다소의 불규칙성을 보이고 있으

나 대체적으로 증가세를 나타내고 있다. 패널그룹들의 남녀평등지수는 1995년에 이미 높은 수준에 도달하였으며, 이후에도 소폭이나마 지속적인 상승세로 나타난다. 패널그룹들의 GDP대비 보건정책 지출비율 평균은 다소의 불규칙성이 존재하나 1995년 8.2%에서 2009년 10.6%로 비교적 빠르게 증가하고 있다. 패널그룹들의 GDP대비 가족정책 지출비율 평균은 분석대상 전 기간에 2.6%이며, 기간별로 증가세가 뚜렷하게 나타나지는 않는다.

일반적으로 경제적 요인의 출산력에 대한 영향은 보다 단기간에 이루어진다. 따라서 경제적 요인인 일인당 국민소득은 t-1의 시차를 두고 출산력에 영향을 미치는 것으로 본다. GDP대비 보건정책 및 가족정책 지출비율은 정책 추진, 수혜자 발생, 출산 이행 등 일련의 과정을 고려하여 t-2의 시차를 두고 출산력에 영향을 미치는 것으로 간주한다. 사회문화적 요인으로 남녀평등지수(GDI)는 t-1의 시차를 적용한다. 한편, 남성대비 여성 대학진학비율은 대개 교육기간이 종료된 이후에 혼인 및 출산의 발생 가능성이 커지므로 이를 고려하여 t-4의 시차를 두고 출산력에 영향을 미치는 것으로 설정한다. 인구학적 요인으로 조혼인율, 혼외출산비율, 초산연령, 영아사망률은 당해연도 출산에 직접적인 영향을 미친다는 점에서 시차를 두지 않으며, 조혼인율의 경우 혼인 후 임신기간 등을 고려하여 t-1의 시차를 두고 출산력에 영향을 미치는 것으로 간주한다.

IV. 연구결과

패널분석 결과로서 개발된 [모형]은 다음과 같다. 각 모형의 설명력은 71%로 높게 나타났다.

$$\begin{aligned} \text{TFR} = & 1.86 + 0.096\text{CMR}(t-1) - 0.015\text{IMR} + 0.009\text{OUTB} - 0.052\text{AFC} - \\ & 0.005\text{FLFPR} + 0.018\text{PGNI}(t-1) + 0.440\text{GDI}(t-1) + 0.002\text{FUER}(t-4) - \\ & 0.003\text{HEXP}(t-2) + 0.100\text{FEXP}(t-2) \end{aligned}$$

모형의 적합성을 살펴보기 위하여 과거 연도에 대해 패널그룹 요인들의 값을 적용하여 출산율을 추정하고, 그 결과가 실측치와 어느 정도 차이가 있는지를 살펴보았다. 벨기에, 핀란드, 이탈리아, 노르웨이 및 스웨덴의 2009년도 실측치와 추정치의 차이는 0.03~0.07 수준으로 미세한 것으로 나타났다(표 3). 어떠한 국가의 경우에도 모형의 결과로서 예측치는 실측치의 0.1 범위 내에 머무르

고 있다는 점에서 예측모형은 적합한 것으로 판명할 수 있다.

〈표 3〉 패널그룹의 출산율 예측모형 결과와 실제 출산율 간의 차이, 2009

(단위: 여성 1명이 가임기 동안 낳은 평균자녀수)

| | 벨기에 | 핀란드 | 이탈리아 | 노르웨이 | 스웨덴 |
|-----|------|-------|------|-------|-------|
| 실측치 | 1.83 | 1.86 | 1.41 | 1.98 | 1.94 |
| 추정치 | 1.77 | 1.93 | 1.36 | 2.01 | 1.99 |
| 차이 | 0.06 | -0.07 | 0.05 | -0.03 | -0.05 |

모형을 이용하여 2006~2010년 간 한국의 출산율을 예측한 결과는 2009년을 제외하면 실제 출산율과 0.1 범위 내의 근소한 차이를 보이고 있다(표 4). 2009년의 경우에도 예측 출산율과 실제 출산율 간의 차이는 -0.11로 0.1을 다소 상회하여 비교적 정교한 것으로 평가할 수 있다. 종래 통계청에서 인구 추계 시 가정된 출산율과 실제 출산율 간의 간격이 많게는 0.2~0.3인 것에 비하면 이 연구에서 개발한 모형이 상당히 정교한 것으로 여길 수 있다. 게다가 동 모형은 인구학적 요인이나 경제적 요인, 사회문화적 요인 및 정책 요인이 변화하였을 경우 출산율 변화가 어느 정도인지를 측정할 수 있다는 점에서 매우 유용하다고 할 수 있다.

〈표 4〉 한국의 출산율 예측모형의 결과와 실제 출산율 간의 차이, 2006~2010

(단위: 여성 1명이 가임기 동안 낳은 평균자녀수)

| | 2006 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 |
|-----|-------|------|-------|-------|------|
| 실측치 | 1.12 | 1.25 | 1.19 | 1.15 | 1.23 |
| 추정치 | 1.20 | 1.25 | 1.27 | 1.26 | 1.23 |
| 차이 | -0.08 | 0.00 | -0.08 | -0.11 | 0.00 |

출산율 예측모형에서 각 독립변수에 한국의 2010년도 값을 적용한 상태에서 일부 변수만을 변화시켜 출산율이 어떻게 변화하는가를 추정하였다. 〈표 5〉에서 볼 수 있듯이 국민소득의 증가가 출산율 증가로 이어지는 효과는 그리 크지 않을 것으로 전망된다. 예로, 1인당 국민소득(GNI)이 5만 불에 도달한다고 해도 다른 여건(변수)이 2010년도 현 수준을 유지한다면 합계출산율은 1.29에 불과할 것으로 추정된다. 다른 여건(변수)들은 2010년도 현 수준을 유지하고 GDP

〈표 5〉 모형 적용 예시: 1인당 국민소득 또는 GDP대비 가족지출비율 변동

| 국민소득 변동시 | | GDP대비 가족지출비율 | |
|----------|------|--------------|------|
| 1인당 국민소득 | TFR | 가족지출비율(%) | TFR |
| 1.7만불 | | 0.5% | |
| 3.0만불 | 1.26 | 1.0% | 1.28 |
| 4.0만불 | 1.27 | 1.3% | 1.31 |
| 5.0만불 | 1.29 | 2.3% | 1.41 |
| 6.0만불 | 1.31 | 3.8% | 1.56 |

대비 가족지출비율을 증가시킬 경우 출산율은 급격하게 높아질 것으로 예측된다. GDP대비 가족지출비율이 현 일본수준(1.3%)으로 증가할 경우 합계출산율은 1.31, OECD 국가의 평균수준(2.3%)로 증가할 경우 1.41, 그리고 프랑스 수준(3.8%)로 증가할 경우에는 1.56까지 높아질 것으로 추정된다.

〈표 6〉에서와 같이 다른 여건(변수)들은 2010년도 현 수준을 유지하고 GDP 대비 가족지출비율이 3.8%(프랑스 수준), GDI는 0.96 수준, 혼외출산비율이 30%일 경우에 합계출산율은 1.83으로 증가할 것으로 예측된다.

〈표 6〉 모형 적용 예시: GDI 0.96, 혼외출산 30%시

| GDP대비 가족지출비율 | TFR |
|--------------|------|
| 0.5% | 1.50 |
| 1.0% | 1.55 |
| 1.3% | 1.58 |
| 2.3% | 1.68 |
| 3.8% | 1.83 |

V. 논의 및 제언

인간 개인은 물론 총합적인 차원에서 한 국가나 사회의 출산력은 끊임없이 변화하기 마련이다. 그러한 변화는 개인이 노출되어 있는 환경에 따라 임신능력(fecundability)이나 출산 의향이 달라지기 때문이다. 전쟁, 기근, 강제이주 등

아주 특수한 상황이 없다면 한 국가나 지역의 인구는 사망력이나 이동력보다는 출산력에 의해 결정된다. 한편, 인구 변동은 단순히 인구학적 현상에 그치지 않고 사회 전반에 지대한 영향을 미치므로 역사적으로 모든 국가는 출산율 변동 추이에 지대한 관심을 가져왔으며, 필요한 경우에는 정책을 통해 인구를 조절(control)하기도 하였다.

한국사회는 현재 세계 최저수준의 출산율을 경험하고 있다. 이에 정부는 저출산 추이를 반등세로 전환하기 위한 다각적인 노력을 기울이고 있다. 이미 많은 연구들이 저출산 현상이 미래의 한국 사회에 가져오게 될 부정적인 파급효과를 전망하고 있으며, 이에 따라 다양한 사회주체와 일반국민은 출산율 변동에 대해 지대한 관심을 보이고 있다. 그러나 정책적 의지나 일반국민의 관심에도 불구하고 아직까지 우리는 사회 환경의 변화 및 정책에 따라 향후 출산율이 어떻게 전개될 것인지에 대한 질문에 명확한 답을 내리지 못하고 있다. 단지 매년 통계기관에서 생산하고 있는 전년도 출생통계에 대한 해석과 추측만 하고 있을 뿐이다. 그 결과 막대한 예산을 투입하고 있는 저출산 정책의 성과에 대한 명확한 평가를 내리기는 어렵고, 이는 국민들 사이에 정책 실효성에 대한 의문을 키우기도 한다.

이에 따라 본 연구는 기존의 인구동태적인 추계가 아닌 사회 환경과 정책 등의 변화에 따라 출산율을 예측할 수 있는 모형을 개발하고자 하였다. 이를 위하여 현재 한국의 사회발전 정도(국민소득 2만 불을 기준으로 설정)를 상회하는 국가들로서 인구대체수준 이하로의 출산율 저하와 이후 반등을 경험한 벨기에, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 이탈리아, 네덜란드, 노르웨이, 스웨덴, 스위스, 영국 등 OECD 10개국에서 1995년부터 2009년까지 출산력 결정에 영향을 미쳤던 요인들의 통계치를 활용하여 패널분석을 실시하였다.

본 연구에서 개발한 출산율 예측모형은 패널그룹(분석대상국가)과 한국의 최근년도 출산율을 예측하여 실제 출산율과 비교하는 방법으로 적합성을 검토하였다. 그 결과 대부분의 국가 및 연도의 합계출산율 차이는 0.1 미만으로 동 모형은 비교적 정교한 것으로 평가할 수 있었다.

어떠한 예측모형이라도 향후 출산율을 아주 정확하게 예측하는 것은 불가능할 것이다. 왜냐하면, 출산력 결정에 영향을 미치는 요인들은 모형에 포함된 요인들 이외에도 다수가 있으며, 더 나아가 기존의 연구들이 밝혔던 요인들 이외의 설명되지 못한 부분이 존재할 수 있기 때문이다. 그럼에도 불구하고, 보다 정확한 예측모형을 구축하는 것은 정책적으로나 학술적으로 중요한 의미를 갖는다. 이에 따라 향후 연구를 위해서 많은 국가들을 대상으로 현지 조사나 관

런 전문가들과의 면담 등을 실시하여 자료와 기법 상 노하우를 축적할 필요가 있다. 더 나아가서는 이들과 공동으로 출산율 예측모형을 개발하는 기회를 가지는 것도 중요하다 하겠다.

〈참고문헌〉

- 김두섭 (2007) “IMF 외환위기와 사회경제적 차별출산력의 변화” 《한국인구학》 30(1): 67-95.
- 김두섭·차승은·송유진·천희란·김정석 (2007) 《저출산 및 인구고령화 대응 연구: 저출산 사회의 결혼·자녀양육과 가족생활 연구》 한국보건사회연구원·한국노동연구원·한국여성정책연구원·한국인구학회.
- 김태헌·이삼식·김동희 (2005) 《출산력 저하의 원인: 출산행태 및 출산력 차이》 고령화 및 미래사회위원회·보건복지부.
- 김현숙 (2007) “우리나라 가구의 자녀수 결정요인에 관한 Count 모형 분석 및 경제적 함의” 《한국인구학》 30(3): 107-135.
- 민인식·최필선 (2010) 《패널 데이터 분석》 서울: 한국 STATA 학회.
- 민희철·우석진·김현숙·김혜원·류덕현·옥우석 (2007) 《저출산 극복 및 성장잠재력 확충을 위한 가족친화정책: 조세, 재정, 보육·교육, 여성노동 분야에서의 정부의 역할》 한국조세연구원.
- 박수미 (2008) “둘째 출산 계획의 결정요인과 가족내 성 형평성” 《한국인구학》 31(1): 59-77.
- 오유진·박성준 (2008) “저출산의 경제학적 분석” 《한국경제학보》 15(1): 91-102.
- 은기수·전광희·윤홍식·김수정 (2005) 《외국 저출산 대응정책 효과성 분석 및 우리나라 도입방안 연구》 보건복지부·서울대 국제대학원 연구보고서.
- 이삼식·신인철·조남훈·김희경·정윤선·최은영·황나미·서문희·박세경·전광희·김정석·박수미·윤홍식·이성용·이인재 (2005) 《저출산 원인 및 종합대책연구》 한국보건사회연구원.
- 이삼식·박종서·윤홍식·조영태·김필숙·최은영·신윤정·오영희·김수봉 (2007) 《2006년도 출생이수 증가원인 분석 및 출생통계시스템 개선연구》 저출산고령사회위원회·보건복지부·한국보건사회연구원.
- 이삼식·최효진·김윤경 (2009) 《선진국의 인구문제 및 정책방향》 보건복지가족부·한국보건사회연구원.

- 이삼식·최효진·정혜은 (2010) 《저출산정책 효과성 평가 연구》 한국보건사회연구원.
- 이성용 (2006) “경제위기와 저출산” 《한국인구학》 29(3): 111-137.
- _____ (2009) “출산순위별 출산증가 요인 분석” 《한국인구학》 32(1): 51-70.
- 최충익 (2008) “패널모형: 시계열 분석과 횡단면 분석을 한번에” 《국토》 320: 2-175.
- 통계청 (2006) 《장래인구추계결과》.
- Andersson, G (2005) “The Impact of Labour Force Participation on Childbearing Behaviour: Pro-cyclical Fertility in Sweden During the 1980s and 1990s” *European Journal of Population* 16: 293-333.
- Beets, G (1997) “European Variations in Education and in Timing of First Birth: Primarily FFS Evidence” *A Paper Presented in the 23rd General Population Conference of the IUSSP*: 11-17.
- Billari, F., and H. P., Kohler (2004) “Patterns of Low and Lowest-Low Fertility in Europe” *Population Studies* 58(2): 161-176.
- Chesnais, J. C. (1989) “La politique de population française depuis 1914” (dirigé par J. Dupquier) *Historie de population française* Vol 4-De 1914 Nos Jours Paris P.U.P. 1989.
- Chesnais, J. C. (1998). *La demographie, Que sais-je?*, Paris: Monnier.
- Gauthier, H., and J. Hatzius (1997) “Family Benefits and Fertility: An Econometric Analysis” *Population Studies* 51(3): 295-306.
- Hoem, B., and J. M. Hoem (1996) “Sweden’s family policies and roller-coaster fertility” *Journal of Population Problems* 52(3-4):1-22.
- Hoorens, S., A. Parkinson, and J. Grant (2005) “Trends and Determinants of Fertility Rate: The Role of Policy” *Paper presented in the International Conference on Low Fertility and Effectiveness of Policy Measures in OECD* Seoul.
- Laroque, G. and B. Salanié (2005) “Does Fertility Respond to Financial Incentives?” *CEPR Discussion Papers 5007 C.E.P.R. Discussion Papers*.
- Ogawa, N (2003) “Japan’s Changing Fertility Mechanisms and Its Policy Responses” *Journal of Population Research* 20(1): 89-106.
- Palomba R, Menniti A., Caruso MG (1997) “Demographic changes, values and attitudes of young Italians” *IUSSP XXII General Conference Session 42 Pechino*

11-17 Ottobre.

- Retherford, R. D. and N. Ogawa (2005) "Japan's Baby Bust: Causes, Implications, and Policy Responses" *East-West Center Working Papers: Population and Health Series 20*: 118.
- Shryock, H. S., and J. S. Siegel (1976) *Methods and Materials of Demography* condensed edition Stockwell EG editor New York: Academic Press.
- United Nations(1956) Future Population Estimates by Sex and Age Report II. *The Population of South America 1950-1980* United Nations New York.
- U.S. Census Bureau (2010) *International data base population estimates and projections* Washington D.C.: Population Division, International Programs Center.
- Witte, J. C. and G. G. Wagner(1995) "Declining Fertility in East Germany after unification: A demographic response to socio-economic change" *Population and Development Review* 21(2): 387-397

Development of Model Estimating Fertility Rate for Korea

Lee Sam-Sik · Choi Hyojin

This study aimed at developing a model for estimating fertility rates for Korea under some conditions. The model is expected to provide the basic information for establishing and evaluating the policies in prompt and adequate response to low fertility and population ageing. The model was established on the basis of experiences by some OECD countries in Europe, having experienced the fertility increase trend and being economically well-developed, because Korea has never experienced the steady increase in fertility rate since 1960. This study collected about 20 years' time series data for each of selected countries and applied to the regression model, which is called a 'panel analysis' to take into considerations both cross-sectional and longitudinal aspects of fertility change simultaneously. Simulation of the model for Korea and some panel countries showed a very small difference, less than 0.1, between the estimated rate and the observed rate for each year during 2006~2010. Thus, the model, as established in this study, is evaluated as accurate or well-fitted to a considerable extent.

Key Words : Fertility, Estimation model, Panel analysis