

국내 코호트 합계출산율의 장기 추이 분석

신 윤 정

(한국보건사회연구원)

출산율 제고를 위한 정부의 노력에도 불구하고 우리나라의 기간 합계출산율은 2019년에 0.92명으로 잠정 집계되어 2018년에 연이어 1명 이하의 수준을 보이고 있다. 본고는 국내 코호트 합계출산율의 장기적인 동향을 살펴보고 각 출생코호트의 출산 연기 및 출산 회복의 정도를 비교 분석하였다. 분석 결과, 우리나라는 기간 합계출산율과 함께 코호트 합계출산율도 하락하여 여성들이 평생 가임 기간 동안에 낳는 자녀 수가 감소하였다. 기간 합계출산율이 하락한 것은 출산 연령의 상승과 함께 낮은 연령으로 연기된 출산이 실현되지 못하고 있기 때문인 것으로 분석되었다. 최근 코호트 합계출산율의 하락은 자녀 낳지 않은 여성의 증가로 인한 부분이 상당한 비중을 차지하고 있었다. 2000년대 초반 유럽 국가에서 나타난 것과 같이 연기된 출산이 실현되어 출산율이 반등하는 것은 한국 사회에서 기대하기 어려울 것으로 보인다. 경제 불황에 따른 노동 시장의 불안정성은 미래에 대한 불확실성으로 이어져 청년들의 비자발적인 혼인 및 무자녀 현상이 현저해질 가능성이 크다. 젊은 세대가 미래에 대한 긍정적인 전망과 안정감을 가질 수 있도록 전방위적인 사회 정책을 추진하는 것이 심화되고 있는 저출산 문제를 해결하는데 요원하다 할 것이다.

주요 용어: 저출산, 출생 코호트, 합계출산율, 분해와 표준화

이 논문은 '신윤정, 이명진, 박신아. (2019). 초저출산 현상 장기화 추이 분석과 향후 전망. 한국보건사회연구원의 주요 내용을 중심으로 작성하였다.

■ 투고일: 2020. 7. 29. ■ 수정일: 2020. 9. 14. ■ 게재확정일: 2020. 9. 15.

I. 서론

국내 합계출산율은 2019년에 0.92명으로 잠정 집계되어 2018년에 연이어 1명 이하의 수준을 보이고 있다. 정부가 2006년부터 「저출산·고령사회기본계획(이하 기본계획)」을 마련하여 출산율을 제고하려는 노력을 지속적으로 해왔지만(관계부처합동, 2006; 대한민국정부, 2011; 대한민국정부, 2016) 우리나라의 출산율은 2001년부터 1.3명 이하 초저출산 상태가 지속되고 있다. 여성들의 교육 수준 향상과 경제 활동 참여의 증가, 높은 자녀 교육비와 양육비, 가정 내의 전통적인 성역할, 장시간 노동에 따른 일과 가족 생활 양립의 어려움 등이 우리나라에서 출산율이 하락된 배경으로 지적되어 왔다(Rindfuss & Choe, 2016; Anderson & Koler, 2012; Lee, 2009; Eun, 2007). 이러한 요인들로 인하여 가임기 미혼 남녀들이 결혼을 기피하거나 미루어 결과적으로 적은 수의 자녀를 낳는 초저출산 결과를 가져왔다(Jones, 2007; Eun, 2003; 김혜영, 선보영, 김상돈, 2010).

우리가 통상적으로 알고 있는 “합계출산율”은 인구학적인 용어로 말하면 “기간 합계출산율 (Period Total Fertility Rate: PTFR)”이다. 기간 합계출산율은 “한 시점에서 관측되는 연령 집단별 출산율에 따라 출산이 진행된다”는 가정 하에 여성들이 실제 가임기간 동안 완료한 출산율이 아닌 가상 코호트의 완결 출산율을 통해 출산율을 파악한다. 따라서 최근 코호트 여성들의 출산 연령이 급속히 상승하여 과거 코호트 여성들과는 다른 출산 패턴을 보이는 경우 기간 합계출산율을 통해서 여성들의 출산 수준을 정확하게 측정하기 어렵다(Bongaarts & Feenery, 1998; Bongaarts & Sobotka, 2012). 예를 들어 2019년도에 15~49세 가임기 여성들 중에서 1980년대 후반에 태어난 30대 초반 여성들은 1970년대 초반에 태어난 여성들 보다 자녀를 더 늦은 연령에 출산하거나 자녀를 출산하지 않는 여성들이 더 많을 수 있다. 여성들의 실제 가임 기간을 따르지 않고 가상의 코호트를 통해 파악한 2019년도의 기간 합계출산율은 여성의 가임기간 전체 동안 낳는 자녀 수를 정확하게 반영하는데 한계가 있을 수 있다.

반면에 코호트 합계출산율은 여성의 가임 기간 전반에 걸쳐 이루어진 출산을 기반으로 측정되기 때문에 여성들의 실제적인 출산 상태를 파악할 수 있다는 장점이 있다. 하지만 코호트 합계출산율은 여성들의 출산이 완결되는 40세 이후에야 파악이 가능하기 때문에 출산이 완료되지 않은 최근 코호트의 출산 행태를 파악하는데 어려움이 있다.

코호트 자료를 얻기 위해서는 연도별로 계측된 연령별 출산율 자료를 다시 코호트별로 재구성해야 하기 때문에 코호트 합계출산율을 측정하기 위해서는 장기간에 걸친 기간 연령별 출산율 자료가 필요하며 코호트 자료를 구축하는데 들어가는 노력도 상당히 크다.

코호트 합계출산율 분석이 갖는 어려움에도 불구하고 유럽에서는 코호트 합계출산율을 중심으로 한 연구가 활발하게 진행되고 있다. Human Fertility Database (<https://www.humanfertility.org/>)를 통해서 제공되는 코호트 합계출산율을 분석하여 기간 합계출산율로서는 파악하기 어려운 출산에 대한 이해를 넓히는데 기여하고 있다. 코호트 합계출산율을 통하여 여성들이 출산을 어느 정도로 미루고 있으며 젊은 시절에 연기한 출산을 이후 연령에서 얼마만큼 회복하고 있는지, 그리고 이러한 양상이 코호트별로 어떻게 차이를 보이는지 파악할 수 있다. 코호트별 출산 연기와 회복 양상을 통해 출산율이 향후에 상승될 가능성이 있을지 예견할 수 있다. 여성들이 미루어왔던 출산을 가임기 후반인 40세에 이르러 실현하게 되어 과거 여성들이 보였던 유사한 수만큼 자녀를 낳게 된다면 기간 합계출산율은 상승할 수 있다. 코호트 합계출산율이 하락한다는 것은 여성들이 가임 기간 동안 낳는 자녀 수가 감소한다는 것을 의미하기 때문에 정책 입안자들은 특히 코호트 합계출산율의 변화에 주목할 필요가 있다.

코호트 합계출산율 분석의 중요성에도 불구하고 지금까지 국내에서 수행한 합계출산율 장기 추이 분석은 주로 기간의 관점에서 연구를 수행해 왔다. 코호트 관점에서 출산율의 장기 추이를 분석하는 것은 기간의 관점에서 볼 수 없었던 국내 출산율 하락의 특성을 관찰할 수 있게 하여 우리나라의 출산율 하락 현상에 대한 이해를 도모할 수 있다. 본 고에서는 유럽 국가와 국내 선행 연구 결과를 살펴보고 우리나라 코호트 합계출산율의 장기 동향을 분석한다. 코호트 평균 자녀 출산 연령과 코호트 연령별 출산율을 통하여 출산 연기와 출산율 변화 정도를 코호트별로 비교한다. 젊은 시절에 미룬 출산이 이후 연령대에서 얼마나 회복되고 있는가를 보다 구체적으로 파악하기 위하여 누적 코호트 합계출산율 간의 차이를 비교 분석한다. 순위별 출산 분포의 변화와 출산 진도비 변화를 코호트별로 비교하여 무자녀의 증가 및 한 자녀 출산의 감소 등 과거 다르게 나타나고 있는 출산 행태를 파악한다. 그리고 분해와 표준화 방법론을 적용하여 코호트 합계출산율 변화가 어느 출생 순위별 코호트 합계출산율의 변화에 의해 기인되었는가를 분석한다. 이러한 분석 결과에 기초하여 향후 우리나라 출산율의 회복 가능성과 초저출산에 대응하는 정부 정책에 주는 함의성에 대해 논의한다.

II. 선행 연구

1990년대 중반 유럽 국가들의 기간 합계출산율은 이탈리아, 스페인, 그리스와 같은 남부 유럽 국가와 체코, 루마니아, 라트비아 등 체제변환국가를 중심으로 약 1.3명의 초저출산 수준으로 하락하였다. 인구대체수준의 출산율을 보였던 프랑스와 스웨덴도 약 1.7명 수준으로 하락하였다(OECD Family database, 2020). 유럽 국가의 출산율 하락은 여성들이 출산을 미루는 “출산 연기(Postponement Transition)”로 설명되고 있다(Kohler, Billari & Ortega, 2002; Goldstein, Sobotka & Jasilioniene, 2009). 출산을 미루는 현상은 기간 합계출산율을 통해 여성의 총 가임기 동안의 출산 수준을 정확하게 측정하는 것을 어렵게 한다(Bongaarts & Feeney, 1998; Bongaarts & Sobotka, 2012; Sobotka, 2017). 기간 합계출산율은 “한 시점에서 관측되는 연령 집단별 출산율에 따라 출산이 진행된다고 가정하고 그 시점의 연령별 출산 패턴을 통해 가상 코호트의 완결 출산율을 추정”하는 방법으로 계산되고 있다(박경숙, 2017). 따라서 여성들이 출산율 미루고 있는 기간에는 기간 합계출산율이 하락하고, 여성들이 젊은 시절에 미루어왔던 출산을 늦은 연령에 실현하게 되는 경우 기간 합계출산율은 상승하게 된다. 때문에 기간 합계출산율은 여성들이 출산을 미루는 경향이 현저한 경우 실제 가임기 동안의 출산율을 파악하는데는 한계가 있을 수 있다.

기간(period)의 관점에서는 출산율의 저하가 출산율의 감소에 따른 것인지 아니면 출산 연기로 인한 일시적인 현상인지 구분하기 어렵다. 여성들이 출산을 미루면서 나타나는 출산율 감소 현상을 학계에서는 “템포 효과(tempo effect)”라고 부르고 있다(한국인구학회, 2006). 템포 효과가 기간 합계출산율을 측정하는데 가지고 온 왜곡을 수정하는 “조정합계출산율”을 측정하는데도 상당한 시간과 노력이 요구된다(Bongaarts & Fenney, 1998; Sobotka, 2004; Bongaarts & Sobotka, 2012). 한편, 코호트 합계출산율은 각각의 출생 코호트가 청년기와 장년기로 이동하면서 보여주는 출산 수준을 측정하고 이러한 생애 주기의 진전에 따라 출산이 거의 완료되는 49세의 시점에서 출산율을 측정할 수 있다. 또한 출산율의 변화와 출산 시기의 변화를 관찰된 연령별 코호트 자료로부터 직접 분석할 수 있기 때문에 해당 코호트 그 자체의 출산 행태를 보여 줄 수 있다는 장점이 있다(Sobotka, 2017). 하지만 코호트 합계출산율을 분석하기 위해서는 해당 코호트의 가임 기간이 완료되는 연령에 이르러서야 출산율의 파악이 가능하기 때

문에 현재 시점에서 여성들의 출산 수준을 파악하는 것에는 한계가 있다¹⁾. 급급적 최근의 코호트 합계출산율을 파악할 수 있기 위하여 대부분의 코호트 합계출산율은 49세가 아닌 40세를 여성의 출산율이 거의 종료되는 안전한 한계치로 사용한다. 하지만 현실적으로 볼 때 40세 이후에도 출산이 지속되는 경우가 있을 수 있다²⁾.

코호트 합계출산율 분석은 19세기 독일 인구학자인 Lexis(1975)가 주창하였으며 Ryder(1985)에 의해 본격적으로 발전되기 시작하였다. 그는 전통적인 Markov 연쇄에서 특정 시간에서 변화가 나타날 확률은 그 이전에 나타난 변화와 완전히 독립적이지만, 시간에 걸쳐 일어나는 변화들은 서로 연결되어 있으며 코호트 분석을 통해 이를 파악할 수 있다고 하였다. 사회경제적 요인에 의해 기간에서 나타난 변화가 출산율 변화를 가져온 주요한 동력(Ní Bhrolcháin & Beaujouan, 2012)이며 기간에서 발생한 단일한 변화가 출산에 미치는 영향 즉, 경제 위기, 정치적 변화, 발명, 혁명 등 외생적인 쇼크에 의해 출산 경향이 전복되는 현상을 연구하는 것이 필요하다고 하였다. 하지만 생애 전반에 걸쳐 연쇄적으로 나타나는 변화를 연결하여 출산 행태를 분석하는 데는 기간 보다는 코호트 지표를 활용하는 것이 적절하다고 하였다. 기간에서 나타나는 출산율의 변화도 중요하지만 같은 코호트에 속하는 사람들이 시간이 경과함에 따라 경험하는 사건들이 출산에 미치는 영향을 파악하는 것도 중요하다고 강조하였다.

Ryder 이후에 코호트를 중심으로 출산율을 파악하는 인구학자들이 본격적으로 코호트 합계출산율 분석의 장점을 주장하기 시작하였다. Sobotka, Zeman, Lesthaeghe, Frejka(2011)은 기간 합계출산율은 서로 다른 가임기간에 걸쳐 있는 다수의 코호트가 같은 기간에 중첩되어 있는 상태에서 출산율이 측정되기 때문에 출산 연기가 진행되는 상태에서는 정확한 출산 수준 측정이 어렵다고 보았다. 즉, 젊은 여성들이 출산을 미루고 있는 동시에, 이전부터 출산을 미루어 왔던 높은 연령대의 여성들이 출산을 실현하지 않고 있다면 동 기간 동안 합계출산율은 낮게 유지된다. 여성들이 더 이상 출산을 미루지 않는다면 기간 합계출산율의 반등을 기대할 수 있으나, 이러한 출산율의 반등은 미루

-
- 1) 초저출산 현상이 장기화되고 있어 현행의 출산 수준을 파악해야 하는 시급성을 가지고 있는 우리나라의 경우 여성의 가임 기간이 완료되는 시점까지 기다려야 하는 코호트 합계출산율 보다는 기간 합계출산율이 정책 입안자들에게 더 필요할 수 있다.
 - 2) Frejka과 Calot(2001)은 30세 후반 혹은 40세 이후에는 출산이 매우 희박하게 이루어지기 때문에 40세 이후의 연령에서 이루어지는 출산을 무시하고 코호트 합계출산율을 계산할 때 나타날 수 있는 오류는 크지 않다고 보았다. 40세를 기준으로 코호트 합계출산율을 추정할 경우 약 15%의 추가적인 출산율을 추가한다면 49세의 코호트 합계출산율에 거의 근접한 출산율을 측정할 수 있다고 보았다.

어 왔던 출산을 얼마나 실현하는가에 따라서 일관적이지 않은 모습을 보일 수 있다. Frejka와 Calot(2001)은 코호트 합계출산율을 연령별로 비교하여 여성들이 20대, 30대, 40대의 가임기간 동안 나타나는 출산 행태가 코호트별로 어떻게 차이가 있는지 보여주었다. 이를 통해 젊은 코호트 여성의 출산 행태가 나이 많은 코호트 여성의 종적을 따라 가는지 혹은 이전 세대와는 전혀 다른 출산 행태를 보이는지 알 수 있다고 하였다. 코호트 간의 합계출산율 비교를 통해 미래 출산율 전개에 대한 정확한 전망을 제시하기는 어렵지만, 젊은 여성들의 출산 행태가 높은 연령 여성의 출산 행태와 다르게 나타나는 경우 적어도 기간 합계출산율에서 변화가 나타날 것을 예견을 할 수는 있다고 하였다.

코호트 합계출산율의 추이를 비교 분석한 외국의 실증 연구 결과는 다음과 같다. Frejka와 Calot(2001)은 1930~1960년대 코호트 여성을 대상으로 합계출산율 변화 추이를 분석하였다. 분석 결과 유럽 지역에서 시대 흐름에 따라 전반적으로 코호트 합계출산율이 하락되고 있음을 발견하였다. 유럽 지역의 코호트 합계출산율은 1931년 코호트 2.5명, 1946년 코호트 2.1명, 1962년 코호트 1.9명 수준으로 나타났다. Frejka(2017)는 코호트 합계출산율의 시대별 변천이 유럽 지역별로 차이 있음 보여주었다. 서유럽 국가의 코호트 합계출산율은 전반적인 하락 경향을 보이고 있다, 코호트 합계출산율은 19세기 중반 코호트 여성이 4~5명, 그리고 1920년과 1930년 초반 코호트에 와서 2.1~3.6명으로 하락하였으며, 1950년대와 1960년대 코호트에 와서는 약 1.8~2.2명으로 하락하였고, 이후부터는 동 수준을 유지하고 있었다. 남부 유럽 국가는 19세기 후반 코호트 여성이 5명 수준을 보였으며 이후 급속하게 하락하여 1960년대 후반과 1970년대 초반 코호트에서는 약 1.4~1.7명으로 하락되었다. 동유럽 국가들은 19세기 후반 코호트부터 합계출산율이 하락하기 시작하여 1920~1950년대 코호트에 와서 약 1.8~2.1명 수준을 유지하다가 1960~1970년 코호트에 와서 약 1.6~1.8명 수준으로 하락하였다.

한편, 동유럽 국가의 기간 합계출산율은 2000년대에 와서 반등하게 되었는데 Frejka와 Gietal-Basten(2016)은 코호트 간 연령별 누적 출산율을 비교하여 동유럽국가 여성들의 출산 연기와 회복 양상을 분석하였다. 코호트 합계출산율이 약 1.8명에 가까웠던 1970년 코호트와 이후 코호트의 연령별 누적 합계출산율을 비교한 결과 1970년 이후 코호트 여성들은 25세가 되기 전까지는 1970년 코호트 여성과 비교하여 출산을 미루고 있었으나 25세 이후에 미루어왔던 출산을 급속하게 실현하였다. 이러한 결과에 기초하여 연구자들은 1995년 이후 동유럽 국가의 기간 합계출산율이 하락한 것은 체제 변환에

따라 여성들이 출산을 미루었기 때문이며, 2000년대 와서 기간 합계출산율이 반등한 것은 어느 정도 사회 안정이 이루어지자 그동안 여성들이 미루어 왔던 출산을 실현했기 때문이라고 보았다.

Frejka, Jones, Sardon(2010)은 한국, 일본, 홍콩, 대만 등 동아시아 지역 국가들을 대상으로 코호트 합계출산율과 코호트 연령별 누적 출산율을 비교하여 동아시아 지역에서 이루어지고 있는 출산 연기와 회복 양상을 분석하였다. 한국의 코호트 합계출산율은 1920~1930년대 코호트의 경우 4명 이상의 수준을 보였으나 1950년대 코호트로 와서 약 2명의 인구대체수준으로 하락하였으며 1960년대 코호트까지 2명의 수준으로 머물다가 1970년대 코호트에 와서 2명 이하로 하락하는 양상을 보이고 있었다. 코호트 연령별 누적 출산율을 비교 분석 한 결과 한국을 포함한 동아시아 국가에서 출산 연기 현상이 두드러지게 나타났으며 앞서 언급한 유럽 국가들과 달리 연기된 출산이 이후 연령대에서 크게 회복되지 않고 있었다. 이러한 연구 결과에 기초하여 연구자들은 동아시아 국가의 출산율 감소는 코호트 합계출산율의 실질적인 감소였으며 출산 연기에 따른 출산율의 일시적인 감소가 아니라고 보았다.

Zeman, Beaujouan, Brzozowska와 Sobotka(2018)는 코호트 합계출산율의 감소는 유럽과 동아시아 전역에 걸쳐서 나타나고 있는 현상이며 코호트 합계출산율의 감소는 출산 진도비의 감소에 기인된 바가 크다고 보았다. 이를 확인하기 위하여 1940년 코호트와 1955년 코호트, 그리고 1955년 코호트와 1970년 코호트 간의 합계출산율 감소에 출산 진도비 변화가 미치는 영향을 분해하였다. 분석 결과 1940년 코호트와 1955년 코호트 간의 합계출산율 감소는 셋째 자녀 그리고 셋째 자녀 이상의 출산 진도비의 감소에 기인한 바가 큰 것으로 나타났다. 한편, 1955년 코호트와 1970년 코호트 간의 합계출산율의 감소는 국가 및 지역별로 차이가 있었다. 동유럽 국가의 경우 둘째 자녀 출산 진도비의 감소, 그리고 독일어권 국가, 남부 유럽국가, 동아시아 국가의 경우 첫째 자녀 진도비의 감소에 따른 것으로 나타났다. 특히 연구자들은 코호트 합계출산율이 인구대체수준 이하인 1.75명 이하로 떨어진 코호트와 가장 최근 코호트 간의 합계출산율 차이에서 출산 진도비의 변화가 미치는 영향을 분해 분석하였다. 분석 결과 코호트 합계출산율이 인구대체수준 이하인 1.75명 이하로 하락한 이후에 일어난 출산율의 감소는, 특히 동아시아 국가인 일본과 싱가포르의 경우, 첫째 자녀 출산 진도비의 감소에 의한 것으로 나타났다. 이는 초저출산 수준으로 출산율이 하락한 동아시아 국가에서 자녀를 낳지

않는 여성의 증가가 코호트 합계출산율 감소에 주요한 역할을 하고 있다는 것을 말해 준다.

종합컨대, 기간 합계출산율의 변동은 여성들의 출산 연기 그리고 이후에 연기된 출산이 어느 정도로 회복하고 있는가에 따라 크게 좌우된다고 볼 수 있다. 그리고 이러한 출산 연기와 회복은 코호트 합계출산율의 분석을 통해서 파악이 가능하며, 이를 통해 향후 기간 합계출산율의 전개 방향도 어느 정도 예견이 가능할 수 있다. 2000년도 초반 이후에 나타난 유럽 국가의 기간 합계출산율의 반등은 1990년대 중반에 노동 시장 참여가 증가하여 자녀 낳는 것을 미룬 여성들이 2000년대 초반에 와서 미루어왔던 출산을 실현함으로써 가능했던 것으로 보인다(Goldstein, Sobotka, & Jasilioniene, 2009; Sobotka, Zeman, Lesthaeghe, & Frejka, 2011; Sobotka, 2017). 하지만 최근 들어 특히 북구유럽국가를 중심으로 나타나고 있는 출산율 하락은 2008년 금융위기 이후 여성들이 출산을 미루고 있기 때문이며, 2000년대 초반과는 달리 여성들이 미루어 온 출산을 실현하지 않고 있어 향후 출산율 회복에 암울한 전망을 주고 있다(Comolli et al., 2019). 동아시아의 대표적인 저출산 국가인 우리나라와 일본, 대만에서도 기간 합계출산율의 하락이 출산의 연기와 연기된 출산이 실현되지 못하고 있는 것에 기인하고 있는 것으로 나타나 이에 대한 보다 구체적인 분석이 요구되고 있다(Frejka, Jones, Sardon, 2010).

우리나라 합계출산율의 추이를 분석한 연구의 동향은 다음과 같다. Choe와 Retherford(2009)는 인구센서스 1990, 1995, 2000, 2005년 자료를 이용하여 Birth History Reconstruction(BHR) 방법론에 기초하여 출산 진도비를 계측하고 이를 기반으로 기간 합계출산율을 추정하였다. 분석 결과, 1995~2005년 동안 출산율 감소는 첫째 및 둘째 자녀 출산 진도비가 감소하였고, 첫째 자녀의 출산이 연기된 것이 주요 원인이었다. 혼인의 시점과 첫째 자녀 출산 시점 간의 간격은 크게 증가하지 않았지만, 혼인 연령의 증가가 첫째 자녀 출산의 연기로 이어진 것으로 나타났다. 2000~2005년 기간의 출산율이 과거보다 급격하게 하락한 이유는 출산 진도비와 출산 연령이 변화되었기 때문으로 보았다. Yoo와 Sobotka(2018)는 인구센서스와 인구동향 출생통계 자료를 활용하여 통상적으로 알려진 합계출산율 계측 방식과 함께 템포 및 순위별 출생을 조정한 합계출산율 계측 방식 두 가지를 활용하여 합계출산율 추이를 비교하였다. 분석 결과, 1980년대 이후 한국의 출산율 하락은 자녀 출산 연기와 관련된 템포 효과에 의한 영향이 큰 것으로 나타났다. 출산을 연기하지 않았다고 가정할 경우 한국의 출산율은 더

느린 속도로 감소하여 2014년에 1.5명 수준을 유지했을 것이라고 추정되었다. 특히 출산 연기에 따른 템포 효과는 한국의 출산율이 급속하게 하락한 2000년대에 더욱 강하게 나타났다. 최근 들어 한국의 출산율 감소는 템포의 영향이 감소되고 첫째아 및 둘째아 출산이 하락하고 있기 때문인 것으로 감지되었다. 이철희(2012)는 1991년 이후 우리나라 합계출산율 변화가 연령별 유배우 인구 비율의 변화, 연령별 유배우 출산율 변화, 연령별 무배우 출산율 변화 중에서 어떠한 요인에 의해 주로 야기되었는지 분해 방법론을 적용하여 분석하였다. 분석 자료로 인구동태통계 원시자료, 인구센서스 2% 샘플 표본자료, 주민등록인구통계자료를 활용하였다. 분석 결과, 유배우 여성의 비율 감소가 우리나라 합계출산율 감소의 주된 원인으로 지적되었다. 유배우 여성의 비율 감소는 출산 결정과 무관한 요인에 의한 것으로 나타났다. 이에 기초하여 우리나라 저출산 정책이 주로 유배우 출산율 제고에 초점을 두고 있어 이것이 국내 합계출산율이 회복되지 못한 이유로 보았다.

III. 분석 방법

본 연구에서는 코호트 합계출산율의 장기적인 추이를 관찰하기 위하여 Myrskylä, Goldstein, Cheng(2013)의 연구에서 활용한 1961~2010년 한국의 연령별 출산율 자료를 활용하였다. 2011년 이후부터 2017년까지의 연령별 출산율은 통계청의 인구동향 출생통계와 주민등록연앙인구 자료를 가지고 분석하였다. 동 자료를 기초로 1961년부터 2017년까지 연령별 출산율 자료를 구축한 후 1946년 코호트부터 1977년 코호트까지의 코호트 자료로 재구성 하였다. 출산율의 장기 추이 분석에서 코호트 합계출산율은 해당 코호트 여성이 15세 부터 40세가 될 때까지의 출산한 평균 자녀수로 정의하였다³⁾.

3) 본 분석에서는 가능한 최근의 코호트까지 분석 대상에 포함하고자 코호트 합계출산율의 연령 기간을 15세부터 40세로 하였다. 최근 코호트에 와서 첫째아 출산 시기가 30세를 넘어설 정도로 늦추어졌다는 것을 감안할 필요가 있다. 이에 연령 기간을 15~45세까지 확대하여 코호트 합계출산율을 계측한 결과, 1970년 코호트 1.75명, 1971년 코호트 1.74명, 1972년 코호트 1.66명으로 나타났다. 이는 연령 기간을 15~40세까지 하여 계측한 코호트 합계출산율 1.74명(1970년 코호트), 1.72명(1971년 코호트), 1.64명(1972년 코호트)과 0.01~0.02 정도만의 차이를 보인다. 연령 기간을 확대하는 경우 최근의 만혼화 현상을 반영할 수 있는 장점은 있으나 가장 가까운 최근의 출생 코호트를 분석할

기간 합계출산율은 코호트 합계출산율과 연령 기준을 동일하게 하기 위하여 해당 연도의 15세부터 40세까지의 연령별 출산율을 더하여 산출하였다. 평균 출산 연령은 15세부터 40세까지의 각 세별 연령과 연령별 출산율을 각각 곱한 후 더하여 합계출산율로 나누어서 계산하였다.

코호트 출산 연기와 회복 정도를 분석하기 위하여 Frejka와 Sardon(2004) 방법론을 적용하였다. 누적 코호트 연령별 출산율 자료를 구축한 후 비교 연도의 누적 코호트 연령별 출산율에서 기준 연도의 누적 코호트 연령별 출산율을 빼서 그 격차를 그래프로 나타내었다. 이러한 일련의 그래프들을 통해 기준이 되는 코호트와 비교하여 이후 시점의 코호트 여성들이 얼마나 낮은 출산율을 보이는지, 기준 연도와 비교하여 최근 코호트 여성들이 어느 연령까지 출산율 격차가 벌어지며 어느 연령 이후부터 출산율 격차가 줄어드는지 알 수 있다. 따라서 동 방법론을 통해 최근의 코호트들이 기준 코호트의 출산 행태를 어느 정도 따라잡고 있는지, 그리고 이를 통해 기준 연도 코호트가 보였던 합계출산율 수준을 최근의 코호트들이 달성할 수 있을지를 가늠할 수 있다. 본 연구에서는 1965년, 1970년, 1975년, 1980년, 1985년, 1990년에 태어난 코호트들이 합계출산율 2.1명 수준을 보인 1960년 코호트의 출산율 수준으로 얼마나 회복되었는가를 분석하였다. 최근 코호트의 출산 연기와 회복 양상을 보다 상세하게 파악하기 위하여 1.5명의 코호트 합계출산율을 보인 1977년 코호트와 비교하여 1980년, 1982년, 1984년, 1986년, 1988년, 1990년 코호트들이 1977년 코호트가 보인 출산율 수준으로 출산 회복이 어느 정도 이루어졌는가를 분석하였다.

코호트 합계출산율 감소가 이루어진 기간 동안 일어난 순위별 출산 행태의 변화를 살펴보기 위하여 1936년부터 1975년 코호트까지 무자녀를 비롯한 코호트 순위별 출산 분포와 코호트 출산 진도비의 변화를 분석하였다. 이를 위하여 1985년, 1990년, 2000년, 2005년, 2010년, 2015년 인구센서스 2% 샘플자료를 이용하였다. 출산 진도비 변화가 코호트 합계출산율 변화에서 차지하는 비중을 분석하기 위하여 1941년~1945년 코호트부터 1971년~1975년 코호트까지 5세 연령별로 7개 집단으로 구분하여 분석하였다. 이때 코호트 합계출산율은 해당 코호트 여성이 40~44세에 이르렀을 때까지 낳은

수 없다는 단점이 있다. 연령 상한을 40세로 하여도 연령 상한을 45세로 한 경우와 별다른 차이가 없으므로 본 연구에서는 가장 최근의 코호트까지 분석하기 위하여 15~40세를 기준으로 코호트 합계출산율을 계측하였다.

평균 자녀수로 정의하였다⁴⁾. 순위별 출산 분포는 해당 코호트의 40~44세 여성 중에서 자녀가 없는 여성, 자녀가 1명인 여성, 자녀가 2명인 여성 그리고 자녀가 3명 이상인 여성이 차지하는 비중이다.

40~44세 여성은 기혼 여성과 미혼 여성이 모두 포함된다. 출산 진도비는 i 번째 미만의 출산을 한 여성이 i 번째 출산을 하는 비율로 정의하였다(박경숙, 2017). 첫째아 출산 진도비(PPR0_1)는 전체 40~44세 여성 중에서 첫째 자녀를 출산한 비중, 둘째아 출산 진도비(PPR1_2)는 첫째 자녀를 출산한 여성 중에서 둘째 자녀를 출산한 비중, 셋째아 이상 출산 진도비(PPR2_3)는 둘째 자녀를 출산한 여성 중에서 셋째 자녀 이상을 출산한 비중으로 계산된다. 출산 진도비의 변화가 코호트 합계출산율의 변화에 미친 기여도는 Zeman, Beaujouan, Brzozowska, Sobotka(2018)의 방법론을 적용하여 산출하였다. Zeman과 동료들 (2018)의 연구에 따르면 코호트 합계출산율은 [수식 1]과 같이 각 출산 패러티의 합계출산율의 합으로 나타낼 수 있다. 출산 진도비와 출산 패러티별 합계출산율과의 관계는 [수식 2]부터 [수식 5]으로 표현될 수 있다.

$$CTFR = \sum CTFR_i \quad (1)$$

i = 출산패러티

$$PPR_{0,1} = CTFR_1 \quad (2)$$

$$PPR_{i-1,i} = \frac{CTFR_i}{CTFR_{i-1}} \quad (3)$$

$$CTFR = \prod_{j=1}^i PPR_{j-1,j} \quad (4)$$

$$CTFR = PPR_{0,1} + PPR_{0,1} \times PPR_{1,2} + PPR_{0,1} \times PPR_{1,2} \times \frac{PPR_{2,3+}}{1 - PPR_{2,3+}} \quad (5)$$

코호트 1 기간과 코호트 2 기간 동안의 코호트 합계출산율의 변화를 두 기간 동안 나타난 출산 진도비의 변화로 분해하는 것은 코호트 2의 출산 진도비가 코호트 1에 고정되어 있다고 가정하고 코호트 합계출산율을 계산하여 실제 계측된 코호트 합계출산

4) 1995년 인구센서스 자료는 출생아 수 정보를 제공하지 않고 있어 1951~1955년 코호트에 대해서는 2000년 센서스를 이용하여 1951~1955년 코호트가 45~49세에 이르렀을 때의 출생아 수 자료를 가지고 분석하였다.

율과의 차이를 계산함으로써 이루어진다. [수식 6]은 첫째 아 이상 출산 진도비가 코호트 1 기간의 값으로 고정되어 있다고 가정한 후 산출한 코호트 2 기간의 합계출산율이다. [수식 7]은 둘째 아 이상 출산 진도비가 코호트 1 기간 값으로 고정되어 있다고 가정한 후 산출한 코호트 2 기간의 합계출산율이다. 첫째아 출산 진도비의 변화가 코호트 합계출산율 변화에 기여하는 부분은 [수식 6]을 통해서 계산된 코호트 2기간의 합계출산율과 코호트 1기간의 합계코호트 출산율과 차이로서 구할 수 있다. 둘째아 출산 진도비 변화가 코호트 합계출산율 변화에 기여한 부분은 [수식 7]과 [수식 6]의 차이로 구할 수 있다. 셋째아 출산 진도비 변화가 코호트 합계출산율 변화에 기여한 부분은 코호트 2 기간의 코호트 합계출산율과 [수식 7]을 통해서 계산된 코호트 2기간의 합계출산율과의 차이로 계산될 수 있다.

$$CTFR_{fixPPR_{1+}}^{c2} = PPR_{0,1}^{c2} + PPR_{0,1}^{c2} \times PPR_{1,2}^{c1} + PPR_{0,1}^{c2} \times PPR_{1,2}^{c1} \times \frac{PPR_{2,3+}^{c1}}{1 - PPR_{2,3+}^{c1}} \quad (6)$$

$$CTFR_{fixPPR_{2+}}^{c2} = PPR_{0,1}^{c2} + PPR_{0,1}^{c2} \times PPR_{1,2}^{c2} + PPR_{0,1}^{c2} \times PPR_{1,2}^{c2} \times \frac{PPR_{2,3+}^{c1}}{1 - PPR_{2,3+}^{c1}} \quad (7)$$

$$dPPR_{0,1}^{c1,c2} = CTFR_{fixPPR_{1+}}^{c2} - CTFR^{c1} \quad (8)$$

$$dPPR_{1,2}^{c1,c2} = CTFR_{fixPPR_{2+}}^{c2} - CTFR_{fixPPR_{1+}}^{c2} \quad (9)$$

$$dPPR_{2,3+}^{c1,c2} = CTFR^{c2} - CTFR_{fixPPR_{2+}}^{c2} \quad (10)$$

IV. 주요 결과

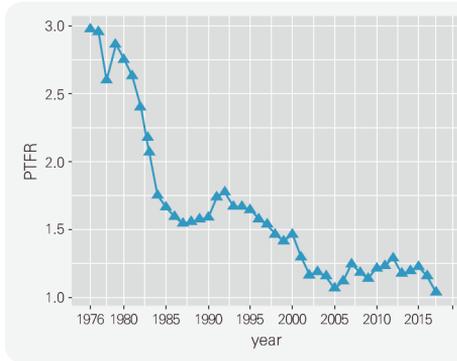
1. 코호트 합계출산율의 추이 분석 결과

1976년부터 2017년까지의 기간 합계출산율과 1946년 코호트부터 1977년 코호트까지의 코호트 합계출산율의 장기적인 추이를 분석한 결과는 다음과 같다. 기간 합계출산율은 1976년에 3명의 수준을 보였으나 이후 지속적으로 하락하여 1984년부터 인구대체수준 이하로 하락하였다. 2001년 이후부터 기간 합계출산율은 1.3명의 초저출산 상태보다 더 낮은 수준으로 하락하였으며 2017년 현재 1.03명의 수준을 보이고 있다(그림 1 (A) 참조). 코호트 합계출산율은 1946년 코호트에서 3명 수준을 보였으며 1955년 코호트까지 2명 이상 수준을 유지하다가 이후 2명을 넘나들기 시작하였다. 코호트 합계출산율은 1962년 코호트부터 2명 이하로 하락하였으며 1977년 코호트 여성의 합계출산율은 1.5명이었다(그림 1 (B) 참조). 이러한 코호트 합계출산율의 추세는 여성이 평생 가임 기간에 낳는 평균적인 자녀의 수가 인구대체수준에 미치지 못하게 되었다는 것을 보여준다.

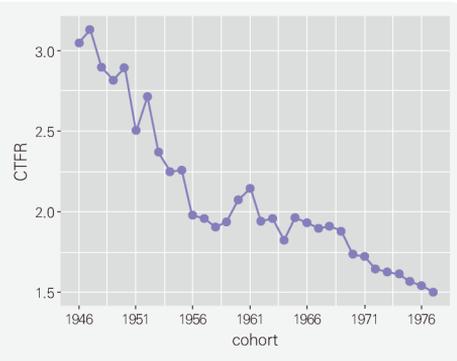
기간 자녀 출산 평균 연령은 1980년대 초반까지 약 25세를 유지하다가 이후 지속적으로 상승하여 2009년부터 30세 이상 수준을 보였으며 2017년 현재 기간 자녀 출산 평균 연령은 약 31.6세이다(그림 2 (A) 참조). 코호트 평균 자녀 출산 연령도 역시 증가하였다. 1946년 코호트의 자녀 출산 평균 연령은 약 26세였으나 이후 지속적으로 상승하여 1977년 코호트의 자녀 출산 평균 연령은 약 29.6세이다(그림 2 (B) 참조).

그림 1. 기간 합계출산율과 코호트 합계출산율의 추이

(A) 기간 합계출산율(1976년~2017년)



(B) 코호트 합계출산율(1946년~1977년 코호트)



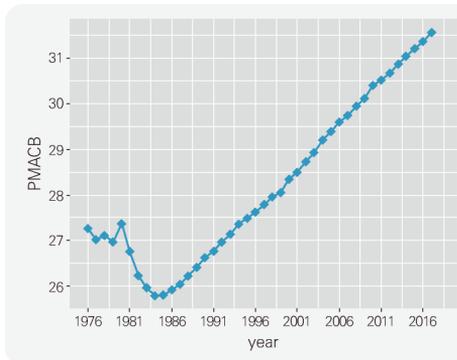
주: PTFR(기간 합계출산율), CTFR(코호트 합계출산율), year(연도).cohort(코호트).

자료: Myrskylä et al.(2013)과 통계청(2019a) 『인구동향조사 출생 통계』(www.kosis.kr에서 2019. 5.

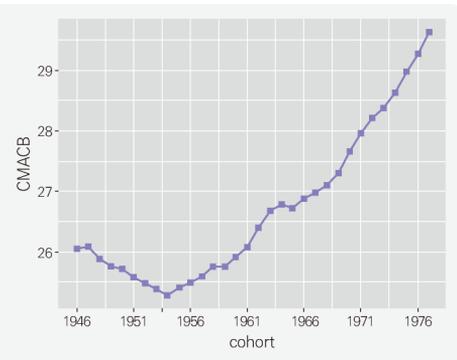
1. 인출)를 활용하여 산출함. 신윤정 외(2019). p.30 재인용.

그림 2. 기간 평균 출산 연령과 코호트 평균 출산 연령의 추이

(A) 기간 평균 출산 연령(1976년~2017년)



(B) 코호트 평균 출산 연령(1946년~1977년 코호트)



주: PMACB(기간 평균 출산 연령), CMACB(코호트 평균 출산 연령), year(연도).cohort(코호트).

자료: Myrskylä et al.(2013)과 통계청(2019a) 『인구동향조사 출생 통계』(www.kosis.kr에서 2019. 5.

1. 인출)를 활용하여 산출함. 신윤정 외(2019). p.31 재인용.

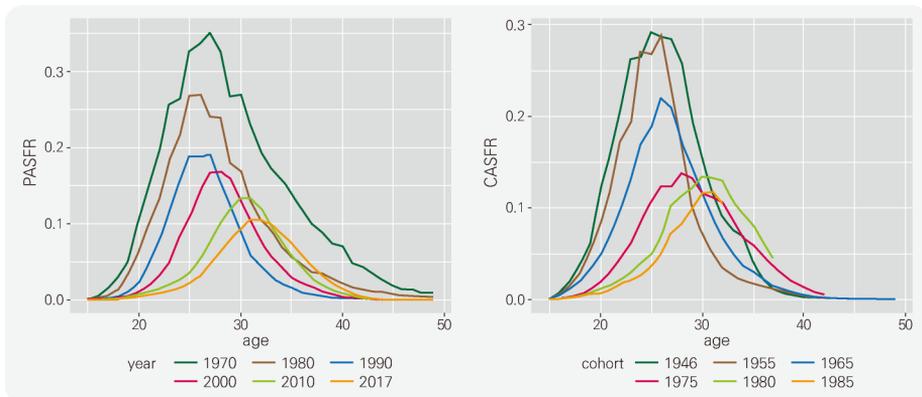
자녀 출산 연령의 증가는 여성들의 자녀 출산이 점점 더 늦은 연령대에서 이루어지고 있다는 것을 말한다. 여성들이 자녀 출산을 연기하고 있는 것은 연령별 출산율 그래프를 통하여 확인이 가능하다. 기간 연령별 출산율과 코호트 연령별 출산율 그래프는 여성들

이 출산을 늦은 연령으로 미루고 있으며 평균적으로 낳는 출생아 수도 감소하고 있다는 것을 보여 준다(그림 3 참조). 기간 연령별 출산율 그래프는 연도가 진행됨에 따라 오른쪽으로 이동하여 자녀 낳는 평균 연령이 증가하였으며, 연도가 진행됨에 따라 그래프의 높이가 낮아져서 평균적으로 출산한 자녀 수도 감소한 것을 알 수 있다(그림 3 (A) 참조). 코호트 연령별 출산율 그래프의 변화도 기간 연령별 출산율 그래프의 변화와 유사하게 나타난다. 최근 코호트로 오면서 그래프가 오른쪽으로 이동하여 자녀 출산 평균 연령이 높아졌음을 알 수 있으며, 이와 함께 그래프의 높이가 낮아져서 최근 코호트로 올수록 평균적으로 낳는 자녀 수도 감소하였다(그림 3 (B) 참조). 한편, 코호트 연령별 출산율 그래프의 중심축이 1980년 코호트까지 계속 오른쪽으로 이동하다가 1985년 코호트에 와서는 중심축의 위치가 1980년 코호트와 유사한 것을 볼 수 있다. 하지만 연령별 출산율의 높이는 1985년 코호트까지 낮아지고 있다. 이는 1985년 코호트에 와서 평균 자녀 출산 연령이 더 이상 상승하지 않게 되었을 수 있다는 사실을 암시하는 동시에 평균적으로 낳는 자녀 수는 1985년 코호트까지 지속적으로 하락되고 있음을 의미한다. 향후 1985년 코호트의 연령별 출산율 자료가 수집되면 더 정확한 그래프의 변동 모습을 확인할 수 있을 것으로 본다.

그림 3. 기간 및 코호트 연령별 출산율의 추이

(A) 기간 연령별 출산율 (1970년~2017년)

(B) 코호트 연령별 출산율 (1946년 코호트~1985년 코호트)



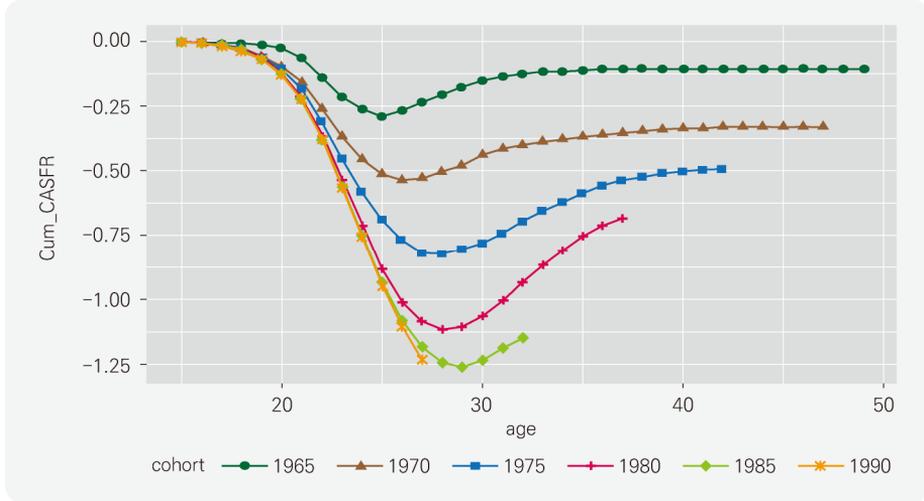
주: PASFR(기간 연령별출산율), ASFR(코호트 연령별출산율), age(연령), year(연도).cohort(코호트).
 자료: Myrskylä et al.(2013)과 통계청(2019a) 『인구동향조사 출생 통계』(www.kosis.kr에서 2019. 5. 1. 인출)를 활용하여 산출함. 신윤정 외(2019). p.33 재인용.

2. 누적 코호트 합계출산율 비교: 출산 연기 및 회복 분석

코호트별 자녀 출산 연기와 회복의 정도를 분석한 결과는 다음과 같다. [그림 4]는 15~49세 합계출산율이 2.1명 수준을 보인 1960년 코호트와 비교하여 1965년, 1970년, 1975년, 1980년, 1985년, 1990년에 태어난 코호트들이 1960년에 태어난 코호트의 출산율 수준으로 얼마나 회복되었는가를 보여 준다. 그래프의 최저점은 비교 연도 코호트와 1960년 코호트의 누적 연령별 출산율 격차가 가장 큰 연령이다. 비교 연도 코호트는 그래프의 최저점에 달하는 연령까지 1960년 코호트의 출산율과 격차가 벌어지고 이후부터 출산율 회복이 이루어진다고 볼 수 있다. 1960년 코호트가 보인 출산율만큼 비교 연도 코호트의 출산율이 회복되기 위해서는 그래프의 y축 값이 원점인 수준, 즉 x축까지 상승하여야 한다. 그러나 1965년 이후에 태어난 출생 코호트들의 그래프는 x축까지 회복하지 못하고 최근 코호트로 올수록 x축과의 격차는 점점 더 크게 벌어진다. 특히 가임기가 완료된 1965년 코호트와 1970년 코호트는 1960년 코호트가 보인 수준으로 출산율이 회복되지 못하였으며, 이후에 출생한 코호트들도 1960년 코호트의 출산율 수준만큼 회복되지 못하였다.

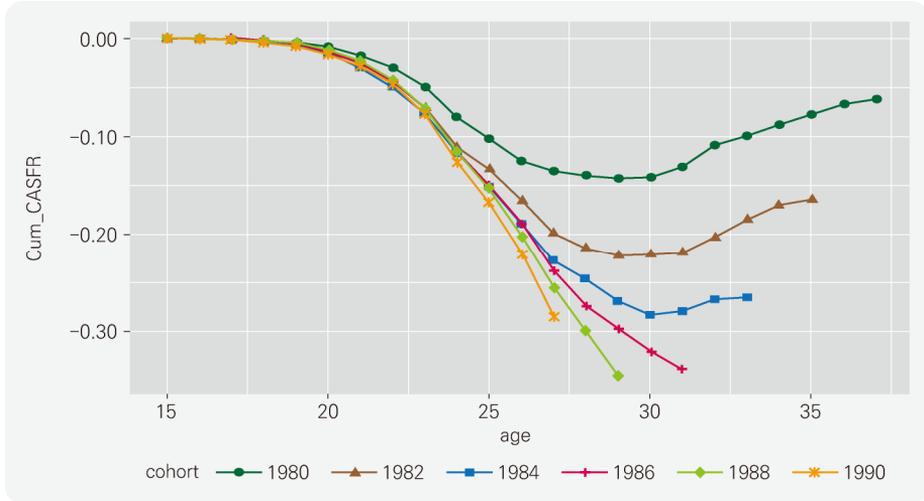
[그림 5]는 40세에 이르기까지 1.5명의 합계출산율을 보인 1977년 코호트와 이후에 출생한 코호트 간의 누적 출산율의 차이를 비교하였다. 이를 통해 1980년 이후에 태어난 코호트들이 40세에 이를 때 까지 1.5명의 출산율을 회복할 수 있을지를 가늠해 볼 수 있다. 1980년 코호트는 그래프가 최저점을 지난 후에 계속 x축에 접근하고 있어 40세에 도달할 때까지 1.5명의 출산율로 회복될 가능성을 보인다. 하지만 1982년 이후에 태어난 코호트들은 그래프의 최저점이 이미 너무 낮아 최저점을 지난 이후에 반등을 하더라도 x축까지 도달할 가능성은 낮을 것으로 보인다. 즉, 1982년 이후에 태어난 코호트들은 1977년 코호트와 비교할 때 30세를 전후로 하여 출산율이 상당한 수준으로 하락하였기 때문에 30세 이후 연령에서 출산율이 전례 없이 빠른 속도로 회복되지 않는 한 1977년 코호트의 1.5명 출산율 수준까지 도달하기는 어려울 수 있을 것으로 보인다.

그림 4. 누적 코호트 연령별 출산율 비교: 1960 코호트 기준(CTFR49=2.1)



주: Cum_CASFR(누적 코호트 연령별 출산율), age(연령), cohort(코호트).
 자료: Myrskylä et al.(2013)과 통계청(2019a) 『인구동향조사 출생 통계』(www.kosis.kr에서 2019. 5. 1. 인출)를 활용하여 산출함. 신윤정 외(2019). p.36 재인용.

그림 5. 누적 코호트 연령별 출산율 비교: 1977 코호트 기준(CTFR40=1.5)



주: Cum_CASFR(누적 코호트 연령별 출산율), age(연령), cohort(코호트).
 자료: Myrskylä et al.(2013)과 통계청(2019a) 『인구동향조사 출생 통계』(www.kosis.kr에서 2019. 5. 1. 인출)를 활용하여 산출함. 신윤정 외(2019). p.37 재인용.

3. 코호트 순위별 출산과 출산 진도비 분석

우리나라에서 장기간에 걸쳐 출산 연령이 상승하고 출생아 수가 감소한 것과 함께 순위별 출산 행태에도 변화가 나타났다. 인구센서스 자료를 이용하여 1936년, 1940년, 1945년, 1950년, 1955년, 1960년, 1965년, 1970년, 1975년에 태어난 코호트 여성이 40세에 도달했을 때까지의 순위별 출생아 수 분포를 비교한 결과는 다음과 같다.⁵⁾

세 자녀 이상을 출산한 여성의 비율은 현격하게 감소하였다. 세 자녀 이상을 출산한 여성이 전체 여성 중 차지하는 비율은 1940년 코호트까지 80%를 넘었으나 이후 빠른 속도로 감소하여 1950년 코호트는 약 50%, 1955년 코호트는 약 25%의 여성들이 세 자녀 이상을 출산하였다. 세 자녀 이상을 출산한 여성의 비율은 1960년대에 태어난 코호트에서는 약 14%, 1970년대에 태어난 코호트에 와서는 약 10% 수준으로 더 하락하였다. 한편, 두 자녀를 출산한 여성의 비율은 1936년 코호트와 1940년 코호트에서 10% 내외로 낮은 수준을 보였으나 이후 점차 증가하여 1960년대에 태어난 코호트에서는 약 65%까지 상승하였다. 그러나 두 자녀를 출산한 여성의 비율은 1970년대에 태어난 코호트에 와서 감소하기 시작하여 1975년 코호트에서는 약 50%의 여성들이 두 자녀를 출산한 것으로 나타났다.

1970년대에 태어난 코호트 여성들의 두 자녀 출산 비율이 낮아진 이유는 자녀를 한 명만 낳거나 혹은 낳지 않는 여성들이 증가하였기 때문이다. 자녀 한 명을 낳은 여성의 비율이 1950년대에 태어난 코호트에서는 10% 내외로 매우 낮은 수준이었으나 이후 점차 증가하여 1970년대에 태어난 코호트에 와서는 전체 코호트 여성들 중에서 20% 내외를 차지하게 되었다. 자녀를 낳지 않는 여성의 비율은 1950년대에 태어난 코호트까지만 하더라도 전체 여성의 5% 정도로 매우 낮은 비율이었으나 1960년대 이후 코호트로 오면서 비율이 점차 증가하여 1975년 코호트 여성 중에서 40세에 이르기까지 자녀를 낳지 않은 여성의 비율이 18.5%로 증가하였다.

5) 1975년, 1980년, 1995년 인구센서스는 출생아 수를 조사하지 않았다. 1936년 코호트와 1940년 코호트는 1985년 인구센서스 자료를 이용하여 각각 49세와 45세의 총 자녀 수를 분석하였다. 1955년 코호트는 2000년 센서스 자료를 이용하여 45세의 총 자녀 수를 분석하였다. 40세 이후에 자녀를 출생하는 경우는 많지 않았기 때문에 40세의 총 자녀 수와 비교하여 큰 차이가 없을 것으로 보인다.

표 1. 코호트 순위별 출산 분포(1936~75년 코호트)

(단위: 명, %)

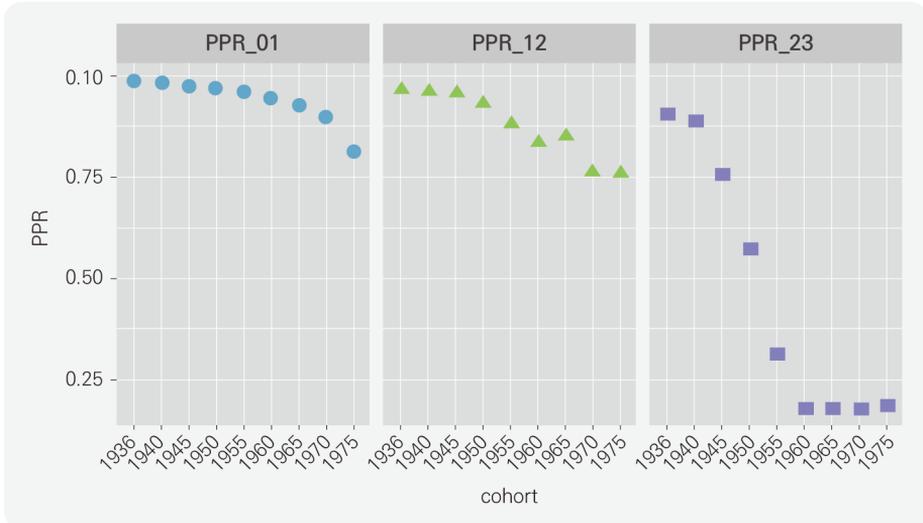
출생 코호트	무자녀	첫째아	둘째아	셋째아 이상	전체
1936년	59 (1.5)	149 (3.8)	365 (9.2)	3,377 (85.5)	3,950 (100.0)
1940년	85 (2.0)	173 (4.1)	442 (10.6)	3,476 (83.2)	4,176 (100.0)
1945년	97 (2.5)	180 (4.6)	881 (22.7)	2,716 (70.1)	3,874 (100.0)
1950년	151 (3.2)	318 (6.7)	1,838 (38.6)	2,458 (51.6)	4,765 (100.0)
1955년	301 (4.2)	836 (11.6)	4,185 (58.0)	1,897 (26.3)	7,219 (100.0)
1960년	465 (5.5)	1,321 (15.7)	5,462 (64.7)	1,191 (14.1)	8,439 (100.0)
1965년	544 (7.4)	1,041 (14.1)	4,754 (64.4)	1,043 (14.1)	7,382 (100.0)
1970년	877 (10.4)	1,805 (21.4)	4,734 (56.1)	1,020 (12.1)	8,436 (100.0)
1975년	1,256 (18.5)	1,353 (19.9)	3,404 (50.1)	784 (11.5)	6,797 (100.0)

자료: 통계청(2019b) 인구센서스 2% 샘플 1985, 1990, 2000, 2005, 2010, 2015년(www.kosis.kr에서 2019. 5. 1. 인출)을 활용하여 산출함. 신윤정 외(2019). p.39 재인용.

코호트의 순위별 출생아 분포의 변화는 코호트 출산 진도비 변화를 통해서 잘 나타난다. 1936년 코호트와 1940년 코호트는 첫째아, 둘째아, 셋째아 이상 출산 진도비 모두 약 0.9 이상으로 높은 수준을 보였다. 1945년 코호트와 1950년 코호트까지 둘째아 출산 진도비는 1936년 코호트 및 1940년 코호트와 유사하게 0.9 이상으로 나타났다. 하지만 셋째아 출산 진도비는 1945년 코호트와 1950년 코호트에 와서 각각 0.76과 0.57로 이전 코호트와 비교하여 현격하게 하락하였다. 셋째아 출산 진도비는 1955년 코호트에 와서 0.31로 하락하였으며, 1960년 이후에 태어난 코호트에서는 0.18~0.19 수준으로 더욱 하락하였다. 둘째아 출산 진도비는 1960년대에 태어난 코호트에서 0.83~0.85 수준으로 하락하였고, 1970년대에 태어난 코호트에서는 더 낮은 수준인 0.76로 하락하였다. 첫째아 출산 진도비는 1936년 코호트에서 0.99로 매우 높은 수준을 보였고 이후 1965년 코호트까지 0.9 수준을 유지하였으나 1975년 코호트에 와서 0.82로 하락하였다.

종합건대, 최근 코호트로 오면서 셋째아 출산 진도비와 둘째아 출산 진도비가 계속 감소하여 매우 낮은 수준이 지속되었으며, 첫째아 출산 진도비도 하락이 진행되었다. 첫째아 출산 진도비가 낮아졌다는 것은 자녀가 없는 여성의 자녀 낳는 비율이 감소했음을 말하는 것으로, 과거에 비해 자녀를 낳지 않은 여성이 증가하고 있음을 의미한다. 대부분의 출산이 결혼한 부부 사이에서 이루어지는 한국의 현실에서 첫째아 출산 진도비의 감소는 결혼하지 않는 여성의 증가 혹은 결혼을 하였으나 자녀를 낳지 않는 부부의 증가에 따른 것으로 유추해 볼 수 있다.

그림 6. 코호트 출산 진도비의 변화(1936~75년 코호트)



주: PPR(출산 진도비), PPR_01(첫째아 출산 진도비), PPR_12(둘째아 출산 진도비), PPR_23(셋째아 이상 출산 진도비), cohort(코호트).

자료: 통계청(2019b) 인구센서스 2% 샘플 1985, 1990, 2000, 2005, 2010, 2015년(www.kosis.kr에서 2019. 5. 1. 인출)을 활용하여 산출함. 신윤정 외(2019). p.42 재인용.

4. 코호트 합계출산율 변화에서 출산 진도비 변화 비중 분해 결과

코호트 합계출산율 변화에서 출산 진도비의 변화가 차지하는 비중을 분해한 결과는 <표 3>과 같다. 1941~1945년 코호트에서 1946~1950년 코호트 그리고 1946~1950년 코호트에서 1951~1955년 코호트로의 출산율 변화에서는 둘째아 출산에서 셋째아 출산

으로의 감소가 대부분을 차지하였다. 둘째아 출산에서 셋째아 출산으로의 변화가 미친 효과는 이후 점차로 감소하여 1966~1970년 코호트와 1971~1975년 코호트 간의 합계 출산율 변화에 미친 효과는 약 7.2%로 낮은 수준으로 감소하였다. 첫째아 출산에서 둘째아 출산으로의 변화가 코호트 합계출산율 격차에서 차지하는 비중은 1966~1970년 코호트까지 증가하다가 1971~1975년 코호트에서 그 변화가 차지하는 비중이 감소하였다. 무자녀에서 첫째아 출산으로의 변화가 전체 코호트 합계출산율 격차에서 차지하는 부분은 과거 출생 코호트에서는 매우 낮은 수준을 유지하였으나 이후 점차 증가하여 1961~1965년 코호트에서 1966~1970년 코호트로의 출산율 변화에서는 88.3%, 1966~1970년 코호트에서 1971~1975년 코호트로의 출산율 변화에서는 67.7%를 차지하고 있는 것으로 나타났다.

이러한 연구 결과는 코호트 합계출산율이 2명 이상의 수준을 유지하고 있을 때 셋째아 출산의 하락이 코호트 합계출산율의 변화에 대부분을 차지하는 반면에, 코호트 합계출산율이 2명 이하로 하락한 이후에는 둘째아 출산의 하락, 그리고 첫째아 출산의 하락이 차지하는 부분이 크다는 Zeman, Beaujouan, Brzozowska와 Sobotka(2018)의 연구 결과와 일치한다. 특히 코호트 합계출산율이 1.6명 수준으로 하락한 한국 사회에서 둘째아 출산의 하락뿐 만 아니라 첫째 자녀 출산의 감소, 즉 자녀를 낳지 않은 여성의 증가가 상당한 부분을 차지하고 있음에 주목할 필요가 있다. 이는 과거 합계출산율이 2명 이상을 유지하였던 시기와 2명 이하로 하락한 시기에서 우리나라 합계출산율이 구조적인 변화를 경험하였다는 것을 말해 준다. 즉, 합계출산율이 인구대체수준 이상을 유지하였던 시기에 출산율의 하락은 2명 이상의 다자녀 출산의 감소에 기인된 바가 컸지만, 인구대체수준 이하로 하락한 이후부터는 첫째 자녀 출산의 감소 다시 말해 자녀 낳지 않은 여성들의 증가가 출산율 하락의 상당 부분을 설명하고 있음을 말해 준다.

표 2. 한국의 코호트 합계출산율 변화에서의 출산 진도비 변화 기여도 분해

(단위: 명, %)

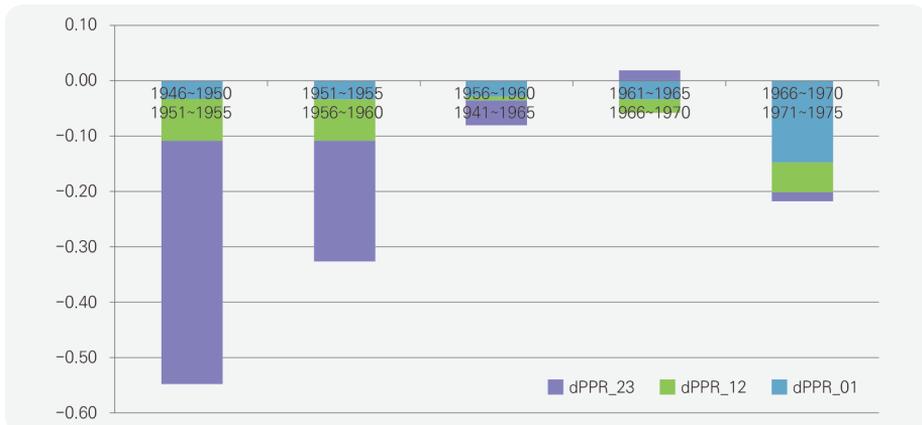
구분	dPPR_01	dPPR_12	dPPR_23	코호트 합계출산율		
				기준 코호트	비교 코호트	변화량
1941~1945년에서 1946~1950년까지	-0.02(1.9)	-0.05(5.9)	-0.82(92.2)	3.73	2.84	-0.89(100.0)
1946~1950년에서 1951~1955년까지	-0.03(5.9)	-0.08(14.0)	-0.44(80.1)	2.84	2.29	-0.55(100.0)
1951~1955년에서 1956~1960년까지	-0.03(10.4)	-0.07(22.8)	-0.22(66.8)	2.29	1.96	-0.33(100.0)
1956~1960년에서 1961~1965년까지	-0.03(36.3)	-0.01(6.6)	-0.05(57.1)	1.96	1.88	-0.08(100.0)
1961~1965년에서 1966~1970년까지	-0.03(88.3)	-0.02(60.5)	0.02(-48.8)	1.88	1.84	-0.04(100.0)
1966~1970년에서 1971~1975년까지	-0.15(67.7)	-0.05(25.1)	-0.02(7.2)	1.84	1.62	-0.22(100.0)

주: dPPR_01은 첫째 자녀 출산 진도비, dPPR_12는 둘째 자녀 출산 진도비, dPPR_23은 셋째 자녀 출산 진도비 각각의 변화가 코호트 합계출산율 변화에 미치는 영향력임.

자료: 통계청 (2019b) 인구센서스 2% 샘플 자료(1985, 1990, 2005, 2010, 2015)를 이용하여 계산함. 신윤정 외(2019). p.71 재인용.

그림 7. 코호트 합계출산율 변화에 출산 진도비 변화가 기여한 부분 분해 결과

(단위: 명)



주: dPPR_01은 첫째 자녀 출산 진도비, dPPR_12는 둘째 자녀 출산 진도비, dPPR_23은 셋째 자녀 출산 진도비 각각의 변화가 코호트 합계출산율 변화에 미치는 영향력임.

자료: 통계청 (2019b) 인구센서스 2% 샘플 자료(1985, 1990, 2005, 2010, 2015)를 이용하여 계산함. 신윤정 외(2019). p.72 재인용.

V. 연구 결과 종합 및 논의

장기적인 출산율 변동 과정에서 우리나라는 기간 합계출산율과 함께 코호트 합계출산율도 하락하였다. 코호트 합계출산율의 하락은 여성들이 평생 가임 기간 동안에 낳는 평균적인 자녀 수가 감소하였다는 것을 의미한다. 본 연구 결과, 기간 합계출산율의 하락은 자녀 출산이 높은 연령대로 연기되고 연기된 출산이 실현되지 못한 것에 기인한 바가 컸다. 최근 코호트 합계출산율의 하락은 자녀 낳지 않은 여성의 증가로 인한 부분이 상당한 비중을 차지하고 있었다. 이러한 연구 결과가 도출된 배경으로 한국 사회에서 팽배해 지고 있는 비혼화 현상을 지적할 수 있을 것으로 본다. 이철희(2012) 연구에서도 우리나라 합계출산율의 하락은 유배우자 여성의 비율 감소라고 지적된 바 있다. 우리나라에서 자녀 출산은 대부분 기혼한 여성 사이에서 이루어지고 있다. OECD Family database(2020)에 따르면 우리나라 전체 출생아 중에서 혼외 출생아가 차지하는 비중은 2016년 1.9%로 OECD 회원국가 중에서 가장 낮다. 1941~45년 코호트부터 1971~75년 코호트까지 40~44세 여성의 결혼 경험 유무별 자녀 출생 빈도를 살펴보면 결혼 경험이 없는 여성 중에서 자녀를 출산한 여성의 비중은 전무한 수준이며, 기혼자 중에서 무자녀 여성의 비중은 1941~45년 코호트 1.5%, 1951~55년 코호트 2.2%, 1961~65년 코호트 3.2%, 1971~75년 코호트 6.2%로 최근 코호트로 올수록 증가하는 경향을 보이지만 아직은 낮은 수준이다(신윤정, 우해봉, 윤자영, 임지영, 2018). 따라서 우리나라에서 결혼하지 않은 여성들의 출산 연기는 대부분 무자녀로 귀결되고 있다고 볼 수 있을 것이다. 40세 여성 중에서 비혼자가 차지하는 비중을 코호트별로 비교해 보면 1944년 코호트 1.24%, 1954년 코호트 2.59%, 1964년 코호트 4.23%, 1974년 코호트 12.07%로 최근 코호트로 올수록 증가하고 있다(우해봉, 이지혜, 2019). 이러한 연구 결과들은 기간 합계출산율 및 코호트 합계출산율의 하락을 우리 사회에서 확대되고 있는 비혼자의 증가로 설명할 수 있다는 것을 보여준다. 합계 출산율 제고를 위해 비혼자에 대한 정책이 필요하다는 것에 대한 보다 설득력 있는 논거를 제공하기 위하여 후속 연구로서 본 고에서 수행한 분석을 비혼과 기혼자를 구분하여 수행할 필요가 있을 것이다.

2000년대 초반 유럽 국가에서 기간 합계출산율 반등이 이루어진 이유는 높은 연령으로 미루어진 출산이 궁극적으로 여성들의 가임기 말에 실현되었기 때문이다(Sobotka, 2011, 2017; Frejka & Gietal-Basten, 2016). 우리나라의 경우 연기된 출산의 대부분이

비혼에 따른 것이고 비혼인 상태에서 출산을 기대하기 어렵다면 유럽 국가와 같은 기간 합계출산율의 반등을 기대하기 어려울 것이다. 기혼 여성이라 할지라도 자녀 출산을 계속적으로 연기하는 경우 무자녀로 귀결될 가능성이 높다. 출산율을 제고하기 위한 정부의 정책은 청년들의 비자발적인 비혼을 막고 기혼 여성들이 자녀 출산을 계속적으로 미루지 않도록 하는데 보다 중점을 둘 필요가 있다. 청년들의 비자발적인 비혼을 막기 위해서는 노동 시장에 진입하여 안정적인 일자리를 갖도록 하는 것이 선결되어야 한다. 노동 시장의 불안정성이 확대되는 상황에서 청년들이 직면하고 있는 불확실성과 미래에 대한 불안감을 덜어 줄 수 있는 방향으로 정책을 추진해야 할 것이다. 미래에 대한 암울한 전망은 청년들의 비자발적인 비혼 뿐만 아니라 기혼자들이 자녀 출산을 미루고 포기하는데 영향을 줄 수 있다. 지금까지 정부가 추진한 보육 서비스 확대, 아동수당 등 현금 지원의 도입, 육아 휴직 이용의 활성화 등이 자녀 양육에 드는 부담을 덜어 주는데 기여한 측면은 있을 것이다. 하지만 양육 지원 정책만으로는 현재 젊은 세대가 직면하고 있는 불확실성을 제거하는데 역부족하다. 미래에 대한 긍정적인 전망과 안정감을 줄 수 있는 전방위적인 사회 정책의 추진이 요원하다. 현재 보다 더 나은 미래가 보장된다는 기대감을 청년들에게 심어주는 것이 현재 우리 사회가 가지고 있는 저출산 문제를 해결하는데 가장 필요하다고 본다.

신윤정은 미국 코넬 대학교에서 Policy Analysis and Management 박사학위를 받았으며, 프랑스 국립인구연구소(INED)와 오스트리아 비엔나 인구연구소(VID)에서 초청 연구자로 연구한 바 있다. 현재 한국보건사회연구원에서 연구위원으로 재직 중이다. 주요 관심 분야는 저출산, 가족, 아동이며 현재 출산율과 인구 변동에 관한 연구를 하고 있다.

(E-mail: yjshin@kihasa.re.kr)

참고문헌

- 김혜영, 선보영, 김상돈. (2010). 여성의 만혼화와 저출산에 관한 연구. 서울: 한국여성정책연구원.
- 관계부처합동. (2006). 2006-2010 제1차 저출산·고령사회 기본계획 시안: 새로마지플랜 2010.
- 대한민국정부. (2011). 2011-2015 제2차 저출산·고령사회 기본계획: 새로마지플랜 2015.
- 대한민국정부. (2016). 2016-2020 제3차 저출산·고령사회 기본계획: 브릿지플랜 2020.
- 박경숙. (2017). 인구학 방법, 인구동태의 측정과 모형. 서울: 서울대학교출판문화원.
- 신윤정, 이명진, 박신아. (2019). 초저출산 현상의 장기화 추이 분석과 향후 전망. 세종: 한국보건사회연구원.
- 신윤정, 우해봉, 윤자영, 임지영. (2018). 동아시아 국가의 저출산 대응 전략 연구 1. 세종: 한국보건사회연구원.
- 우해봉, 이지혜. (2019). 한국의 혼인과 출산 생애 분석과 정책 과제. 세종: 한국보건사회연구원.
- 이철희. (2012). 한국의 합계출산율 변화요인 분해: 혼인과 유배우 출산율 변화의 효과. *한국인구학*, 35(3), pp.117-144.
- 통계청. (2019a). 인구동향조사 출생 통계[데이터 파일]. www.kosis.kr에서 2019. 5. 1. 인출.
- 통계청. (2019b). 인구센서스 2% 샘플[데이터 파일]. www.kosis.kr에서 2019. 5. 1. 인출.
- 한국인구학회 편. (2006). 인구대사전. 대전: 통계청.
- Anderson, T. & Kohler, H. P. (2012). Education fever and the East Asian fertility puzzle: A case study of low fertility in South Korea, *Asian Population Studies*, 9(2), pp.196-215.
- Bongaarts, J. & Greenhalgh, S. (1985). An alternative to the one-child policy in China. *Population and Development Review*, 11(4), pp.585-617.

- Bongaarts, J. & Feeney, G. (1998). On the quantum and tempo of fertility. *Population and Development Review*, 24(2), pp.271-291.
- Bongaarts, J. & Sobotka, T. (2012). A demographic explanation for the recent rise in European fertility. *Population and Development Review*, 38(1), pp.83-120.
- Choe, M. K., & Retherford, R. D. (2009). The Contribution of Education to South Korea's Fertility Decline to 'Lowest-Low' Level, *Asian Population Studies*, 5(3), pp.267-288.
- Comolli C. L., Neyer G., Andersson G., Dommermuth, L., Fallesen P., Jalovaara, M. Jónsson, K. Martin, & Lappegård, T. (2019). Beyond the Economic Gaze: Childbearing during and after recessions in the Nordic countries, *Stockholm Research Reports in Demography*, 2019-16.
- Eun, K. S. (2003). Understanding Recent Fertility Decline in Korea, *Journal of Population and Social Security (Population)*, Supplement to Volume 1, pp.574-595.
- Eun, K. S. (2007). Lowest-low fertility in the Republic of Korea: Causes, consequences, and policy responses, *Asia-Pacific Population Journal*, 22(2), pp.51-72.
- Frejka, T., & Calot, G. (2001). Cohort reproductive patterns in low-fertility countries. *Population and Development Review*, 27(1), pp.103-132.
- Frejka, T., & Sardon, J. P. (2004). *Childbearing Trends and Prospects in Low-Fertility Countries: A Cohort Analysis*, *European Studies of Population*. European Association for Population Studies, Kluwer Academic Publishers.
- Frejka, T., Jones, G. W., & Sardon, J. P. (2010). East Asian Childbearing patterns and Policy Developments. *Population and Development Review*, 36(3), pp.579-606.
- Frejka, T., & Gietel-Basten, S. (2016). Fertility and Family Policies in Central and Eastern Europe after 1990. *Comparative Population Studies*, 41(1), pp.3-56.
- Frejka, T. (2017). The Fertility Transition Revisited: A Cohort Perspective. *Comparative Population Studies*, 42, pp.89-116.

- Goldstein, J. R., Sobotka, T., & Jasilioniene, A. (2009). The end of “lowest-low” fertility? *Population and Development Review*, 35(4), pp.663-699.
- Jones, G. W. (2007). Delayed marriage and very low fertility in Pacific Asia, *Population and Development Review*, 33(3), pp.453-478.
- Kohler, H-P., Billari, F. C., & Ortega, H. A. (2002). The Emergence of Lowest-Low Fertility in Europe During the 1990s. *Population and Development Review*, 28(4), pp.641-680.
- Lee, S. S. (2009). Low fertility and policy responses in Korea, *The Japanese Journal of Population*, 7(1), pp.57-70.
- Lexis, W. (1975). *Einleitung in die Theorie der Bevölkerungsstatistik*. Strassburg, K. J. Trübner.
- Myrskylä, M., Goldstein, J. R., Cheng, Y-H. A. (2013). New Cohort Fertility Forecasts for the Developed World. *Max Planck Institute for Demographic Research*, pp.1-57.
- Ní Bhrolcháin, M., & Beaujouan, É. (2012). Fertility postponement is largely due to rising educational enrolment. *Journal of Demography*, 66(3), pp.311-327.
- OECD. (2020). *OECD Family Database*. www.oecd.org/els/family/database.htm에서 2020. 4. 11. 인출.
- Rindfuss, R. R. & Choe, M. K. (Edit) (2016). *Low fertility, institutions, and their policies. Variations across industrialized countries*. Swizerland: Springer.
- Sobotka, T. (2004). Is lowest-low fertility in Europe explained by the postponement of childbearing? *Population and Development Review*, 30(2), pp.195-220.
- Sobotka, T., Zeman, K., Lesthaeghe, R., & Frejka, T. (2011). Postponement and Recuperation in Cohort Fertility: New Analytical and Projection Methods and their Application. *European Demographic Research Paper*, 2011-2, Vienna Institute of Demography, Vienna.
- Sobotka, T. (2017). Post-transitional fertility: The role of childbearing postponement in fuelling the shift to low and unstable fertility levels. *J. Biosoc. Sci.*, 49, pp.S20-S45.

- Ryder, N. B. (1985). The cohort as a concept in the study of social change. in: Mason W. M., Fienberg S. E. (eds). *Cohort Analysis in Social Research*. New York: Springer.
- Yoo, S. H., & Sobotka, T. (2018). Ultra-low fertility in South Korea: The role of the tempo effect. *Demographic Research*, 38, pp.549-576.
- Zeman, K., Beaujouan, É., Brzozowska, Z., & Sobotka, T. (2018). Cohort fertility decline in low fertility countries: Decomposition using parity progression ratios. *Demographic Research*, 38(25), pp.651-690.

Long-term Trends of Cohort Total Fertility Rates in Korea

Shin, Yoon-Jeong

(Korea Institute for Health and Social Affairs)

Despite the government's efforts to increase fertility rate, Korea's period total fertility rate was tentatively counted at 0.92 in 2019, which is consistently below 1 in 2018. This study looked at the long-term trends in the cohort total fertility rates, and analyzed postponement and recuperation of child births in each group of birth cohort. Both period total fertility rates and cohort fertility rates fell significantly. This means that the number of children women give birth during her reproductive period has decreased. Period total fertility rate fell because the age of childbirth rose and the delayed childbirth was not realized. The recent drop in the cohort fertility rate was largely due to the increase in women who did not have children. It is unlikely that Korea will expect to see a rebound in the fertility rate in the near future because delayed childbirths were hardly realized. The instability of the labor market due to the economic recession is likely to lead to uncertainty toward the future, resulting in involuntary unmarried young people. Promoting social policy to help younger generation have a positive outlook and a sense of stability is essential to tackling the deepening low birth rate.

Keywords: Low Fertility, Birth Cohort, Total Fertility Rate, Decomposition and Standardization