

## 한국의 혼인과 출산 생애과정: 출생코호트별 및 교육수준별 차이를 중심으로\*

우 해 봉\*\*

본 연구는 Hernes 모형을 활용하여 출생코호트의 관점에서 최근까지 한국 사회가 경험한 혼인 및 출산 생애과정에서의 전반적인 변화 양상과 교육수준별 차이를 분석하고 있다. 분석 결과는, 첫째, 전반적으로 우리나라의 생애 혼인율이 매우 높은 수준이지만 상대적으로 가장 최근 출생코호트(1965~74) 남성의 경우 혼인율 감소폭이 다소 크게 나타나고 있음을 보여 주었다. 둘째, 출생코호트를 가로질러 관측된 생애 혼인율 감소는 추가적으로 교육수준별로 분화되는 모습을 보여 주었는데, 남성의 경우 저학력자 그리고 여성의 경우 고학력자의 생애 비혼 가능성이 높게 나타났다. 셋째, 출생코호트를 가로지른 출산 경험과 관련하여 첫째 및 둘째 출산에서는 출생코호트별 격차가 작은 반면 셋째 출산에서의 격차가 크게 나타남으로써 출생코호트를 가로질러 나타난 출산력에서의 양적 변화는 대체로 셋째 이상의 고순위 출산과 밀접히 연관됨을 시사하고 있다. 넷째, 출산에서의 교육수준별 격차와 관련하여 출산순위가 높아질수록 교육과 출산 사이에 보다 뚜렷한 역관계가 관측되었다. 마지막으로 본 연구의 분석 결과는 혼인 및 출산이 교육수준과 연계되는 방식이 다소 상이함을 보여 주었다. 남성과 여성 모두 최근의 출생코호트로 올수록 교육수준별 생애 혼인율에서의 격차가 커지는 경향을 보여 주지만 고순위 출산에서 관측되는 교육수준별 패턴은 최근 출생코호트로 올수록 교육수준별 격차가 오히려 감소하는 상반된 패턴을 보여 주었다.

**핵심단어:** 혼인, 출산, 생애과정, Hernes 모형

### I. 서론

최근까지 한국 사회가 경험한 인구학적 변화와 관련하여 가장 큰 주목을 받은 이슈는 저출산 현상이다. 우리나라의 경우 1960년대 초까지만 하더라도 합

\* 본 연구는 2011년 한국노동패널 워크숍에서 발표한 글을 수정 보완한 것입니다. 본 논문에 대해 유익한 논평을 해 주신 한국청소년정책연구원의 김지경 박사님과 참석자들과 그리고 익명의 심사위원들께 감사드립니다.

\*\* 국민연금연구원 부연구위원 | haebongwoo@gmail.com

계출산율이 6.0 수준이었지만 1980년대 전반부에 대체출산율 이하로 떨어졌으며, 2001년부터는 합계출산율이 1.3 이하로 떨어지는 초저출산 현상이 10년 정도 지속되고 있다. 이와 같은 출산율의 급격한 하락에 직면하여 국내에서도 이미 출산력 변화의 패턴을 이해하는 한편 출산 행위/계획에 영향을 미치는 거시적 혹은 미시적 요인들을 규명하고자 다수의 연구들이 수행된 바 있다(김두섭, 2007; 김승권·김유경·조애저·김혜련, 2009; 김정석, 2007; 김태현·이삼식·김동희, 2006; 류기철·박영화, 2009; 민현주·김은지, 2011; 은기수, 2001; 이성용, 2006, 2009; 최경수, 2004).

한국 사회에서 저출산 문제가 지닌 사회적 함의가 높아짐에 따라 최근에는 혼인력에 대한 관심 또한 높아지고 있다. 물론 혼인과 관련된 여성학적 연구들이 있었지만, 혼인 행위에서의 변화가 저출산에 미치는 영향에 관한 연구들(예컨대, 김태홍·김동식·김은지·배호중·민현주, 2011; 변용찬·김동희·이송희, 2010)은 이러한 최근의 경향을 단적으로 잘 보여 주고 있다. 특히, 저출산 문제와 관련하여 혼인력 변화에 주목하는 것은 우리나라가 혼인과 출산 사이의 연계성이 매우 강한 사회라는 점과 관련이 있다고 볼 수 있다.

전통적으로 인구학에서 혼인력에서의 변화가 출산율 변화를 조정하는 매개변수로서의 역할을 강조하는 경향이 있지만, 혼인은 또한 그 자체로 가족을 형성하는 생애사건인 동시에 개인과 가족의 복지에 유의미한 영향을 미치는 인구학적 요인이다. 출산과 마찬가지로 혼인에 관한 국내 연구들도 대체적으로 혼인 행위나 의향에 영향을 미치는 미시적 그리고 거시적 요인의 파악에 초점을 맞추는 경향이 있다(김정석, 2006; 박경숙·김영혜·김현숙, 2005; 우해봉, 2009; 유홍준·현성민, 2010; 은기수, 2005; 진미정·정혜은, 2010).

혼인 행위나 의향을 설명하는 데 있어서 가치 혹은 규범의 역할을 검토한 연구들도 있지만(예컨대, 진미정·정혜은, 2010), 국내에서 이루어진 많은 연구들은 대체로 사회경제적 조건의 영향력에 주목하는 모습을 보인다. 사회경제적 조건과 관련해서는 교육수준이나 취업/직업과 같은 개인적 특성뿐만 아니라 IMF 경제위기와 같은 거시경제적 변화가 혼인으로의 이행에 대해 지닌 함의 또한 검토된 바 있다(예컨대, 김두섭, 2007; 박경숙 외, 2005; 은기수, 2005).

연구 결과의 세부적인 차이에도 불구하고 앞서 언급한 혼인 행위나 의향에 관한 선행 연구들에서 가장 뚜렷하게 관측되는 현상은 혼인 행위/의향에 있어서의 성별 차이 문제이다. 개별 연구의 분석 변수나 분석 모형에서의 차이에도 불구하고 남성의 경우 사회경제적 요인과 혼인 사이에 뚜렷한 정적(+) 관계가 나타나는 경향이 있는 반면 여성의 경우 사회경제적 요인의 효과가 유의하지

않거나 부적(-)으로 나타남으로써 남성과 달리 여성의 혼인에는 사회규범의 영향과 같은 추가적인 요인들이 복합적으로 작용하고 있음을 시사하고 있다.

전반적으로 앞에서 살펴본 혼인력 및 출산력과 관련된 국내 연구들은 다변량 분석을 통해 혼인과 출산에 영향을 미치는 요인들을 확인하는 데 초점을 맞춘 경향이 있다. 비록 혼인과 출산에 관한 다변량적 접근이 혼인과 출산에 영향을 미치는 요인들(혹은 요인들의 조합)을 밝히는 데 있어서는 매우 유용한 접근이지만 혼인과 출산 생애의 동태적 측면을 파악하는 데 있어서는 충분하지 못한 측면이 있다. 특히, 혼인과 출산과 같은 인구학적 사건의 경우 연령별 변이가 매우 높음에도 불구하고 현재까지 한국 사회에서 혼인과 출산 생애과정이 어떠한 방식으로 전개되어 왔는가에 대한 연구를 찾아보기는 쉽지 않다.

이러한 점에서 본 연구는 혼인과 출산의 연령별 패턴(age pattern)을 살펴봄으로써 최근까지 한국 사회가 경험한 혼인과 출산 생애과정에서의 변화 양상을 보다 심층적으로 이해하고자 하는 목적을 가지고 있다. 혼인과 출산의 연령별 패턴 분석과 함께 본 연구는 또한 「완결된」 혼인율과 출산율 수준을 추정함으로써 혼인과 출산 생애과정에서의 변화가 갖는 인구학적 함의를 보다 구체적으로 논의하고 있다. 예컨대, 선행 연구들의 경우에도 최근의 출생코호트로 올수록 혼인을 연기하는 경향이 있음을 지적하지만 이러한 혼인 연기 현상이 생애 비혼 현상으로 이어질 것인가에 대한 논의는 이루어지지 않고 있다. 이에 비해 본 연구는 완결 초혼율을 추정함으로써 혼인의 연기로 인해 나타나는 비혼 인구의 규모를 직접적으로 추정하고 있다.

비록 본 연구가 혼인과 출산의 연령별 패턴 분석에 초점을 맞추고 있지만, 본 연구 또한 인구 전체의 일반적인 패턴보다는 전체 인구 내부에서 관측되는 이질성 파악에 초점을 맞추고 있다. 이러한 접근은 기본적으로 혼인과 출산 경험이 연령별로 급격히 변하는 동시에 전체 인구를 구성하는 하위 집단별로 차이를 보인다는 점과 관련이 있다. 혼인과 출산 경험에서의 내부적 이질성 파악과 관련하여 본 연구가 초점을 맞추는 지표는 출생코호트와 교육수준이다.

우선, 본 연구는 한국 사회에서 전개된 혼인과 출산 경험에서의 변화를 살펴보는 방식으로 출생코호트(birth cohort)를 가로지른 변화에 분석의 초점을 맞추고 있다. 최근 들어 혼인과 출산에 대한 인구학적 관심이 높아졌음에도 불구하고 출생코호트의 시각에서 우리나라의 혼인과 출산 생애과정이 어떠한 변화 양상을 보였는가에 대한 경험적 연구가 부족한 점을 고려할 때, 출생코호트에 초점을 맞춘 분석은 한국 사회에서 최근까지 진행된 혼인과 출산 생애과정에서의 전개 과정을 또 다른 시각에서 살펴볼 수 있는 유용한 접근이 될 수 있다.

혼인과 출산 생애과정에서의 출생코호트별 차이를 검토함과 함께 본 연구는 사회경제적 지위(socioeconomic status)를 표상하는 대표적인 지표인 교육수준을 준거로 혼인과 출산 경험의 차별성을 추가적으로 검토한다. 본 연구에서 검토한 선행 연구들에서도 교육수준은 혼인과 출산에서의 차별적 결과물을 산출하는 중요한 영향 요인으로 검토되고 있는데, 교육수준별 차이를 살펴봄으로써 본 연구는 한국 사회에서 혼인과 출산 생애과정의 계층화에 대한 이해를 높이고자 하고 있다.

## II. Hernes 모형의 주요 내용과 특징

한국 사회에서 전개된 혼인과 출산 생애과정을 살펴보기 위해 본 연구가 활용하는 인구학적 모형은 Hernes 모형이다. 비록 Hernes 모형의 활용도가 높아진 것이 상대적으로 최근의 일이지만(예컨대, Goldstein and Kenney, 2001) 허니스(Hernes, 1972)에 의한 기본 모형의 소개는 이미 40년 전에 이루어졌을 정도로 오랜 역사를 가지고 있다. 인구학에서 Hernes 모형은 Coale-McNeil 모형(Bloom and Bennett, 1990; Coale and McNeil, 1972)과 함께 혼인의 연령별 패턴을 모형화하는 방법으로 등장했지만, 출산 경험의 연령별 패턴을 모형화하는 방법으로 그 적용 범위를 넓혀가고 있다(예컨대, Billari and Toulemon, 2006).<sup>1)</sup>

기본적으로 Coale-McNeil 모형이 경험적 관찰에 기초하여 귀납적으로 혼인 혹은 출산의 연령별 패턴을 묘사하는 특징을 가지고 있는 반면 본 연구가 사용하는 Hernes 모형은 이론 혹은 가정에 기초한 연역적 모형이라는 차이가 있다.<sup>2)</sup> 콜·트루셀(Coale and Trussell, 1996)이 지적하듯이 Hernes 모형이 지닌 중요한 장점은 모형이 간명할 뿐만 아니라 직관적으로 이해하기 쉽다는 점이다.

1) 연령별 출산 패턴의 모형화와 관련하여 Coale-Trussell 모형(Coale and Trussell, 1974)이 많이 활용되는 경향이 있지만, Coale-McNeil 모형 또한 연령별 출산 패턴을 모형화하는 데 활용되기도 한다(Bloom and Trussell, 1984; Coale and Trussell, 1996; Preston, Heuveline, and Guillot, 2001).

2) 콜(Coale, 1971)은 다양한 인구집단을 가로질러 초혼 패턴이 구조적으로 상당히 유사함을 주장하는데, 그 특징으로는 점진적인 변화, 단일 정점, 우측으로의 편포, 15세 미만 50세 초과 연령대에서의 확률밀도함수가 영(zero)에 근접함을 지적한다. 또한 스웨덴 자료에 기초하여 평균, 표준편차, 연령 상한(예컨대, 50세)에서의 누적혼인율에 기초하여 인구집단별 초혼연령 분포에서의 차이가 설명될 수 있음을 주장한다. 콜·맥닐(Coale and McNeil, 1972)은 콜(Coale, 1971)에 의해서 제시된 이러한 초혼연령에서의 준거 분포를 근사적으로 추정할 수 있는 3개의 모수를 지닌 폐쇄형(closed form) 방정식을 도출하고 있다.

특히, 출생코호트별로 혼인 혹은 출산 과정을 분석한다는 점에서 Hernes 모형은 어떤 특정 출생코호트가 경험하는 속도(tempo)에서의 변화와 수량(quantum)에서의 변화를 구분해 볼 수 있는 유용한 속성을 지니고 있다(Le Goff, 2010).

허니스(Hernes, 1972)의 초기적 논의를 따라 혼인 과정을 중심으로 Hernes 모형의 기본 내용을 살펴보면 그는 어떤 특정 출생코호트에 속한 개인들의 혼인 경험을 하나의 확산 과정(diffusion process)으로 이해하고 있다. 보다 구체적으로, Hernes는 혼인에 이르게 되는 과정이 어떤 특정 출생코호트의 (1) 초기 혼인 능력 혹은 잠재력(initial marriage potential or marriageability: A), (2) 연령 증가에 따른 이러한 초기 혼인 잠재력의 감소율(deterioration rate: b), 그리고 (3) 연령 증가에 따른 사회적 압력(social pressure)에 의해 영향을 받게 됨을 지적한다.

혼인을 분석과 관련하여 허니스(Hernes, 1972)는, 우선, 어떤 특정 출생코호트에 속한 개인들은 동일한 수준의 혼인 잠재력을 가지고 있으며, 이러한 초기 잠재력은 연령이 높아짐에 따라 개인적 혹은 사회적 조건이 변함에 따라 일정한 비율로 감소하게 됨을 가정하고 있다. 모형화의 관점에서 Hernes 모형은 어떤 특정 출생코호트에 속한 모든 개인들은 동일한 수준의 초기 혼인 잠재력(A)과 감소율(b)을 갖는 것으로 가정하고 논의를 진행하고 있다.

다음으로 허니스(Hernes, 1972)는 혼인과 관련된 사회적 압력을 어떤 특정 출생코호트의 누적혼인율(cumulative proportion married)의 함수로 모형화하고 있다. 보다 구체적으로, 어떤 특정 출생코호트 내에서 혼인을 하는 동년배들의 비중이 증가함에 따라 혼인과 관련된 사회적 혹은 문화적 요인 등으로 인해 혼인을 하지 않고 미혼 상태에 있는 개인들이 직면하는 혼인에의 압력은 증가하게 됨을 가정하고 있다. 모형화의 관점에서 Hernes 모형은 미혼 상태로 남아 있는 개인들에 대한 사회적 압력의 크기는 해당 출생코호트에서 이미 결혼한 개인들의 비중에 비례함을 가정하고 있다.

결국 위의 내용을 종합하면 Hernes 모형은 연령이 증가함에 따라 혼인에 대한 사회적 압력이 증가함으로써 혼인의 가능성을 높이는 세력과 (신체적/생물학적 조건이든 혹은 개인적 선호체계에 기인하든) 연령이 증가함에 따라 혼인 가능성을 낮추는 세력이 동시적으로 작용하는 역학 관계로 혼인 과정을 이해하고 있음을 살펴볼 수 있다.<sup>3)</sup> 이러한 혼인과 관련된 상충된 세력관계를 종합하

3) 비록 본 연구가 혼인을 중심으로 Hernes 모형의 기본 내용을 설명하고 있지만 출산의 경우에도 동일한 논의가 적용될 수 있다. 예컨대, 동년배들의 출산 경험(비중)은 어떤 특정 출생코호트에 속

여 하나의 수학적인 모형으로 나타낸 Hemes 모형의 도출 과정은 아래와 같다 (Hemes, 1972: 174-176).<sup>4)</sup>

$$\frac{dF(t)}{dt} = s(t)F(t)[1 - F(t)], \quad (1)$$

where

$$s(t) = Ab^t$$

위의 방정식 (1)에서  $F(t)$ 는  $t$  시점에서 해당 출생코호트 성원 중 이미 결혼한 동년배의 비율을,  $A$ 는 해당 출생코호트의 초기 혼인 잠재력을, 그리고  $b$ 는 시간의 경과에 따른 혼인 잠재력의 감소율을 각각 표시하고 있다( $b < 1$ ). 방정식 (1)에서 나타나고 있듯이 혼인 잠재력에서의 변화( $s(t) = Ab^t$ )는 기하급수(geometric progression)의 형태를 취함으로써 시간당 일정 비율로 감소함을 가정하고 있음을 살펴볼 수 있다. 우선, 방정식 (1)을 변환한 후 적분하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\int_0^t \frac{dF(t)}{F(t)(1 - F(t))} = \int_0^t Ab^t dt \quad (2)$$

$$\left[ -\log \frac{1 - F(t)}{F(t)} \right]_0^t = \left[ \frac{Ab^t}{\log b} \right]_0^t \quad (3)$$

$F(0) = F_0$ 가 어떤 양의 값이라고 할 때 위의 방정식 (3)을 정리하면 어떤 특정 시점  $t$ 에서의 누적혼인율은 다음의 방정식 (4)와 같이 나타낼 수 있다.

---

한 개인의 출산 행위에 유의미한 영향을 미칠 수 있으며, 연령 증가에 따른 신체적/생물학적 조건은 출산에 대한 제약 조건으로 작용할 수 있다. 출산력 변천과 관련하여 정보나 사회적 규범의 확산을 강조하는 확산이론(ideational theory)(Cleland and Wilson, 1987)은 출산 경험을 하나의 확산 과정으로 이해할 수 있는 이론적 기초가 될 수 있다.

4) Hemes 모형의 상세한 수학적 도출 과정은 허니스(Hemes, 1972)의 논의를 참조할 수 있다. 다만, 본 연구의 경우  $P(t)$ 를 사용한 허니스(Hemes, 1972)와 달리 해당 출생코호트 성원 중 어떤 특정 시점에서 이미 혼인/출산을 경험한 개인들의 비중을 누적확률밀도함수(cumulative distribution function)인  $F(t)$ 로 변형하여 표기하고 있는데, 뒤에서 논의하겠지만 이는 기본적으로 Hemes 모형을 생존모형으로 이해하는 것과 관련이 있다(이와 관련해서는 우(Wu, 1990)의 논의를 참조).

$$F(t) = \frac{1}{1 + \frac{(1 - F_0) \exp(A/\log b)}{F_0 \exp(Ab^t/\log b)}} \quad (4)$$

위의 방정식에서  $\log a = \frac{A}{\log b}$  그리고  $k = \frac{F_0}{a(1 - F_0)}$  라고 하면 최종적으로 다음과 같은 보다 간명한 방정식의 도출이 가능하다.

$$F(t) = \frac{1}{1 + (ka^{b^t})^{-1}} \quad (5)$$

위의 방정식 (4) 혹은 (5)에 기초하여 도출되는 곡선은 로지스틱곡선과 유사한 형태이지만 변곡점이 곡선의 중앙에 위치하지 않은 관계로 대칭적이지는 않다. 또한 모형에서  $b < 1$ 으로 가정되기에 어떤 특정 출생코호트의 연령이 높아짐에 따라 최대 수준으로 도달 가능한 누적혼인율( $F(t)$ )의 점근값(asymptotic value)은 아래의 방정식 (6)과 같이 나타낼 수 있다. 이러한 점에서 Hernes 모형은 연령별 누적혼인율에 관한 폐쇄형(closed-form) 방정식을 제공하는 동시에 어떤 특정 출생코호트에서 해당 사건을 경험하는(혹은 경험하지 않는) 개인들의 비중에 관한 점근값을 제공하는 매우 유용한 속성을 지니고 있음을 살펴볼 수 있다.

$$\lim_{t \rightarrow \infty} F(t) = \frac{1}{1 + k^{-1}} \quad (6)$$

실제 자료를 사용하여 방정식 (4) 혹은 (5)의 모수를 추정하기 위하여 허니스(Hernes, 1972)는 고펜퍼츠(Gompertz) 함수를 통하여 (관측된) 누적 비율 자료를 모형화하는 방법으로 고안된 Prescott(1922) 절차의 사용을 제안하고 있다. 무엇보다도 초기 Hernes 모형에서 이러한 추정 방법을 선택한 것은 기본적으로 Prescott 절차를 통한 프로그램화가 다른 대안적인 방법들에 비해 매우 용이하다는 것과 관련이 있다.

또한 초기 모형화 단계에서는 인지되지 못했지만 사실 Hernes 모형은 생존분석(survival analysis)에 속함이 지적될 필요가 있다(Blossfeld and Rohwer, 2002; Diekmann, 1990; Wu, 1990). 이는 위의 방정식 (1)에서 혼인 잠재력에

서의 변화를 나타내는 함수  $s(t)$ 를 변형하면 모수적 생존분석(parametric survival analysis)에서 빈번히 활용되는 로그-로지스틱 해저드 모형(log-logistic hazard model)을 쉽게 도출할 수 있다는 점에서도 확인할 수 있다.

Hernes 모형과 관련하여 마지막으로 지적할 필요가 있는 점은 이 모형이 이론 혹은 가정에 기초하여 연역적으로 도출된 모형의 속성을 갖지만 Hernes 모형 또한 자료와의 적합성을 매우 강조하고 있다는 점이다. 다시 말하면, 비록 일련의 사회학적 가정에 기초하여 연역적으로 모형을 구축하는 방식을 취하고 있지만 모형의 구체적인 추정 절차의 선택과 관련된 허니스(Hernes, 1972)의 기본 입장은 관측된 자료와의 적합성에 최우선을 두는 것이라고 할 수 있다.

이러한 점은 그가 방정식 (4)에 기초하여 연령별 혼인 패턴을 모형화하기 이전에 연령별 누적혼인율 자료에 고펜퍼츠함수(Gompertz function)를 직접적으로 적용하는 방식도 고려하였지만 적합도 측면에서 이러한 방식을 채택하지 않았다는 점에서도 찾아볼 수 있다. 마찬가지로 로지스틱함수(logistic function)를 사용하지 않는 것도 기본적으로 동일한 이유에 기초하고 있다(Hernes, 1972: 181).

본 연구의 경우 Hernes 모형의 구체적인 추정 방법과 관련하여 초기 모형처럼 Prescott 절차에 기초한 모형 추정을 검토하였지만 관측된 누적 비율과 모형을 통해 추정된 누적 비율 사이에 상대적으로 큰 오차가 발생한다는 점에서 이에 대한 대안으로 비선형최소자승법(non-linear least square estimation)을 사용하기로 한다. 다만, 허니스(Hernes)가 원래 제안했던 절차를 사용할 경우 어떠한 차이가 발생하는가와 관련해서는 분석 결과의 관련 부분에서 간략히 언급하기로 한다.<sup>5)</sup>

### Ⅲ. 분석 자료 및 변수

Hernes 모형을 활용하여 한국 사회가 최근까지 경험한 혼인 및 출산 패턴에서의 변화 양상을 살펴보기 위해 본 연구는 한국노동패널(KLIPS)과 여성가족패널(KLoWF)의 두 가지 자료원을 활용하고 있다. 한국 사회가 경험한 혼인

5) Hernes 모형이나 Coale-McNeil 모형의 추정을 위해 활용 가능한 프로그램으로는 TDA(Blossfeld and Rohwer, 2002)와 Stata(Wang, 2001)가 있다. 모형의 적합도 문제를 논외로 한다면 출산과 혼인 경험은 또한 이산형 생존모형이나 로그-로지스틱 모형과 같은 모수적 생존모형을 통해서도 추정 가능함은 물론이다.



및 출산 경험에 관한 보다 정확한 추정치를 산출하기 위해서는 센서스 자료와 같은 보다 대규모 자료원에 기초하는 것이 바람직하겠지만, 자료의 접근 가능성뿐만 아니라 본 연구가 초점을 맞추고 있는 사회경제적 지위 혹은 출산 경험과 관련된 충분한 정보를 획득하는 것이 쉽지 않은 문제가 있다. 이러한 측면에서 본 연구의 결과는 개별 추정치의 정확성 측면보다는 본 연구가 기초하는 모집단 내부에서 관측되는 혼인 및 출산 경험에서의 집단별 차이에 초점을 맞추어 해석되는 것이 보다 바람직할 것이다.

분석 자료와 관련하여, 우선, 혼인 패턴 분석에 사용되는 자료는 한국노동패널조사 자료이다. 보다 구체적으로, 본 연구는 1998~2009년까지의 개인조사 대상 남성과 여성을 모두 포괄하지만, 출생코호트의 범위를 1945~1974년생으로 제한하는 동시에 15세 이전에 혼인을 한 사례를 제외하였다. 본 연구에서 분석하는 혼인은 초혼이며, 1998~2009년 기간 동안 관측된 초혼뿐만 아니라 1998년 노동패널조사가 시작되기 이전에 이미 혼인을 한 경우 회고적(retrospective) 정보를 활용하여 혼인 시점과 관련된 자료를 구축하고 있다. 또한 초혼연령 정보가 결측이지만 1998~2009년 기간 동안의 혼인상태에서의 변화를 추적함으로써 초혼연령 정보를 보정할 수 있는 사례도 분석에 포함하였다.<sup>6)</sup>

다음으로 본 연구의 출산 패턴 분석은 여성가족패널조사에 기초하고 있는데 결과적으로 분석 대상은 여성에 한정된다. 여성가족패널조사의 경우 현재까지 조사 기간이 단기간이고 현 시점에서 활용 가능한 자료가 제2차 조사까지 한정되는 상황을 고려하여 여성가족패널의 경우 2008년의 제1차 조사만을 사용하기로 한다. 또한 우리나라의 경우 혼인과 출산 사이의 연관성이 매우 강하다는 점에서 출산 패턴 분석과 관련된 분석 대상을 기혼 여성으로 한정하기로 한다.<sup>7)</sup>

여성가족패널 또한 분석 대상 출생코호트를 1945~1974년생으로 한정하는데

6) 회고적 초혼연령 자료와 관련하여 언급할 필요가 있는 사항은 한국노동패널조사의 경우 제1차와 제2차 조사에서 초혼과 관련된 정보를 반복적으로 조사하고 있다는 점이다. 초혼연령과 관련하여 반복 정보가 존재하는 개인들 중 제1차와 제2차 정보가 일치하는 사례는 82.32%, 두 정보 간 오차가 1년 이내인 경우는 93.17%, 그리고 오차가 2년 이내인 사례의 비중은 96.21%이다. 초혼연령 정보의 구축과 관련하여 제공 정보가 불일치할 경우 기본적으로 본 연구에서는 제2차 조사의 정보를 사용하기로 한다.

7) 참고로 한국노동패널 자료에도 출산 관련 정보가 존재하지만 이는 1998년 제1차 조사에 국한되는 동시에 출산순위에 있어서도 초산에 한정된 정보만을 수집한 한계가 있다. 여성가족패널을 통해 혼인 경험을 분석할 수도 있지만 여성가족패널의 경우 가중치를 사용한 경우에도 기혼 유배우자가 과대 표집된 특성이 있는 반면 출산 경험이나 출산 자녀수별 분포는 2005년 인구주택총조사 모집단 분포와 상당히 유사한 특징이 있다(보다 자세한 내용에 대해서는 박수미·이택면·김승연·우원규·강석훈(2008) 참조).

초혼연령이 15세 미만인 사례와 혼인을 하였지만 혼인 이전에 출산을 한 사례들을 분석에서 제외하였다. 출산과 관련하여 외국에서 이루어진 연구들의 경우 첫째 출산 유무(혹은 생애 무자녀 인구)에 초점을 맞추는 경향이 있지만, 우리나라의 경우 현재까지, 특히 본 연구가 분석하는 1945~1974년생의 경우 기혼자 중 무자녀의 비중이 유의미하게 증가했을 가능성은 상대적으로 매우 낮은 동시에 본 연구가 출산 생애과정의 전반적 패턴을 살펴보고자 하는 목적을 가지고 있는 점에서 출산 경험을 셋째 출산까지 확대하기로 한다. 셋째 이상의 출산은 첫째 및 둘째 출산과는 구분되는 중요한 분기점이라고 볼 수 있는데, 현대의 많은 저출산 국가들이 경험한 출산율 감소(quantum)는 셋째 이상의 고순위 출산에서의 감소와 밀접한 관련이 있음이 지적된다(National Research Council, 2000).

혼인과 출산 패턴 분석과 관련하여 본 연구에서 핵심적인 위치를 차지하는 두 변수는 출생코호트와 교육수준이다. 앞서서도 언급했듯이 본 연구의 분석대상 출생코호트는 1945~1974년생으로 제한되고 있다. 출생코호트를 1974년 및 그 이전 출생코호트로 한정하는 것은 표본 사례의 분포를 고려하는 동시에 이들 출생코호트의 경우 혼인 및 출산 행위를 이미 완료했거나 종료 과정에 위치함으로써 추정 작업의 부정확성을 줄이고자 하는 것과 관련이 있다. 구체적인 Hernes 모형의 추정과 관련된 출생코호트의 구분은 표본 규모를 고려하여 10년 단위로 1945~1954년, 1955~1964년, 1965~1974년의 총 3개의 출생코호트를 구분하기로 한다.

다음으로 교육수준의 경우 표본이 충분할 경우 보다 세부적인 범주의 구분이 가능하겠지만, 자료 제한을 고려하여 성별로 그리고 출생코호트별로 두 개의 범주(저학력 vs. 고학력)로 구분한다(성별 구분은 혼인 분석에만 한정). 또한 동일한 교육수준을 기준으로 사용하는 대신 성별 그리고 출생코호트별 교육수준 분포에서의 차이를 고려하여 저학력과 고학력을 구분하기로 한다.

보다 구체적으로 남성(혼인 분석에만 해당)의 경우 1945~1954년생은 고졸 미만과 고졸 이상을 구분하며, 1955~1964년생 및 1965~1974년생은 고졸 이하와 대학 이상(재학, 중퇴, 수료 포함)을 구분하기로 한다. 여성의 경우 1945~1954년생은 중졸 미만과 중졸 이상, 1955~1964년생은 고졸 미만과 고졸 이상, 그리고 1965~1974년생은 고졸 이하와 대학 이상을 각각 구분하여 저학력과 고학력을 정의하기로 한다(보다 자세한 사항은 <표 1> 참조).

본 연구에서 추정하는 Hernes 모형의 분석 자료는 초혼 혹은 출산순위별 출산의 연령별 누적 비율(cumulative proportion) 자료이다. 출산 패턴 분석에서

<표 1> 분석 표본의 구성(비가중)

출생코호트	교육수준	혼인(KLIPS)				출산(KLoWF)	
		남성		여성		여성	
1945~1954년생	중졸 미만		286		625		939
	중졸	1,297	312	1,321	307	1,642	361
	고졸		443		285		267
	대학 이상		256		104		75
중졸 미만			179				278
1955~1964년생	중졸	1,880	268	1,861	453	2,131	496
	고졸		795		825		928
	대학 이상		638		305		310
	중졸 미만				33		
1965~1974년생	중졸	2,243	117	2,087	114	2,900	115
	고졸		881		1,073		1,501
	대학 이상		1,212		864		1,244
	중졸 미만				33		
전체		5,420		5,269		6,673	

둘째 출산은 첫째 출산을 한 개인들을 대상으로 그리고 셋째 출산은 둘째 출산을 한 개인들을 대상으로 한 조건부 누적 비율 자료가 사용된다. 또한 초기 출생코호트의 경우 높은 연령대의 자료 또한 활용 가능하지만 모형 적합도가 상대적으로 높게 나타나는 44세까지의 누적 비율 자료만을 사용하여 Hernes 모형을 추정하기로 한다.

자료 구성과 관련하여 마지막으로 언급할 필요가 있는 사항은 본 연구가 특정한 (조사)시점까지 발생한 혼인 및 출산 경험 정보를 활용하고 있다는 점이다. 결과적으로 본 연구의 경우 기간(duration)과 관련된 정보에서 일반적으로 관측되는 센소링(censoring) 문제 역시 발생하게 되며, 이러한 측면에서 본 연구는 생명표(life table) 작성을 통해 연령별 누적 비율 정보를 구축하고 있다. 최종적인 Hernes 모형의 추정과 관련하여 본 연구는 전체 표본을 성(혼인 분석), 출생코호트, 그리고 교육수준으로 구분하여 별도의 모형을 추정하는 방식을 취하였다.

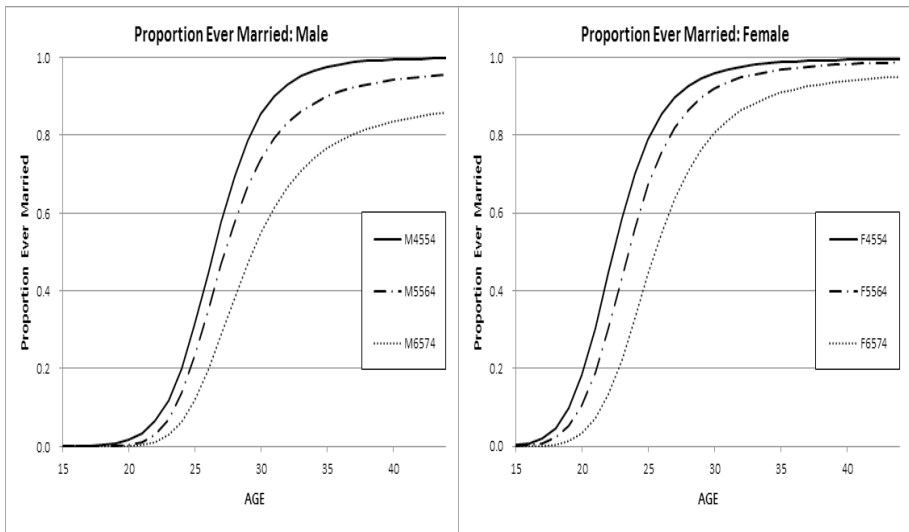
## IV. 분석 결과

### 1. 성별, 출생코호트별, 교육수준별 혼인 패턴

혼인 패턴 변화와 관련하여 <표 2>는 연령별로 관측된 누적혼인율과 Hernes 모형을 통해서 추정된 누적혼인율을 보여 주고 있으며, <그림 1>은 추정된 누적혼인율을 그래프로 나타낸 것이다. 전반적으로 관측 자료에 대한 모형의 적합도 수준은 매우 높는데 1945~1954년생 코호트의 30대 후반 이후 연령대에서 상대적으로 오차가 크게 나타남을 살펴볼 수 있다. 그러나 오차가 발생하더라도 대부분 2% 미만이며, 최대 오차는 1955~1964년생 여성의 19세에서 발생한 오차로 관측치와 추정치 사이의 오차 크기는 2.2% 수준이다.

<그림 1>을 통해 연령별 혼인 패턴을 보다 자세히 살펴보면 1945~1954년생의 경우 성별 패턴은 매우 유사하며, 특히 30대 후반 이후에는 성별 차이를 찾아보기 어렵다. 다만, 여성의 경우 혼인 발생이 10대 후반부터 뚜렷한 상승 패턴을 보여 줌에 비해 남성의 경우 20대 전반부에서 이러한 패턴이 나타나는 차이를 보인다. 다음으로 1955~1964년생의 경우 남녀 공히 1945~1954년생에 비해 초혼 진입이 늦어짐을 보여 준다. 또한 여성의 경우 30대 중반 이후 큰 차이를 찾아보기 어렵지만 남성의 경우 1945~1954년생 코호트에 비해 40세 이후

<그림 1> 성별 및 출생코호트별 누적혼인율의 연령별 패턴



<표 2> 연령별 관측 누적혼인율과 추정 누적혼인율

연령	남성						여성					
	1945~1954년		1955~1964년		1965~1974년		1945~1954년		1955~1964년		1965~1974년	
	관측	추정	관측	추정	관측	추정	관측	추정	관측	추정	관측	추정
15	-	-	.0005	.0000	-	-	.0023	.0029	.0027	.0010	.0014	.0001
16	.0015	.0006	.0005	.0000	.0009	.0000	.0076	.0082	.0102	.0032	.0014	.0004
17	.0015	.0015	.0032	.0001	.0018	.0000	.0265	.0206	.0204	.0089	.0053	.0016
18	.0054	.0034	.0080	.0003	.0018	.0000	.0590	.0473	.0376	.0226	.0101	.0051
19	.0123	.0076	.0106	.0011	.0022	.0002	.1143	.0986	.0731	.0515	.0264	.0140
20	.0285	.0164	.0160	.0040	.0053	.0010	.1877	.1843	.1204	.1048	.0489	.0338
21	.0501	.0335	.0287	.0120	.0103	.0038	.3005	.3053	.1875	.1899	.0786	.0718
22	.0840	.0649	.0489	.0310	.0205	.0115	.4360	.4472	.2961	.3050	.1327	.1347
23	.1249	.1183	.0824	.0697	.0383	.0293	.5753	.5862	.4202	.4360	.2195	.2236
24	.1912	.2006	.1479	.1364	.0651	.0637	.6980	.7032	.5476	.5631	.3226	.3311
25	.2984	.3127	.2245	.2327	.1132	.1196	.8002	.7915	.6733	.6716	.4327	.4437
26	.4325	.4445	.3362	.3496	.1900	.1967	.8706	.8541	.7749	.7563	.5503	.5483
27	.5883	.5777	.4580	.4700	.2970	.2880	.9145	.8970	.8318	.8189	.6496	.6373
28	.6939	.6947	.5691	.5791	.3767	.3830	.9357	.9262	.8818	.8640	.7168	.7087
29	.7934	.7868	.6766	.6690	.4739	.4719	.9553	.9460	.9076	.8962	.7716	.7641
30	.8666	.8538	.7527	.7389	.5496	.5494	.9606	.9597	.9242	.9193	.8104	.8066
31	.9044	.9003	.8053	.7918	.6149	.6138	.9674	.9693	.9344	.9361	.8352	.8389
32	.9391	.9318	.8436	.8312	.6640	.6657	.9712	.9761	.9447	.9483	.8617	.8636
33	.9530	.9529	.8670	.8607	.7098	.7070	.9743	.9811	.9533	.9575	.8784	.8826
34	.9638	.9671	.8921	.8828	.7412	.7398	.9780	.9847	.9581	.9644	.8940	.8974
35	.9722	.9767	.8997	.8996	.7650	.7658	.9780	.9875	.9625	.9697	.9031	.9091
36	.9738	.9832	.9113	.9126	.7869	.7864	.9796	.9895	.9654	.9738	.9137	.9183
37	.9746	.9878	.9185	.9226	.8064	.8030	.9796	.9911	.9684	.9770	.9206	.9258
38	.9761	.9909	.9236	.9306	.8196	.8163	.9796	.9924	.9716	.9796	.9266	.9318
39	.9784	.9932	.9299	.9369	.8271	.8271	.9796	.9934	.9723	.9817	.9296	.9367
40	.9784	.9948	.9351	.9420	.8335	.8359	.9796	.9942	.9756	.9834	.9376	.9408
41	.9792	.9960	.9387	.9462	.8371	.8431	.9796	.9948	.9763	.9849	.9498	.9441
42	.9792	.9969	.9416	.9496	.8371	.8490	.9796	.9954	.9771	.9860	.9542	.9469
43	.9800	.9975	.9447	.9524	.8612	.8539	.9796	.9958	.9778	.9870	.9542	.9493
44	.9800	.9980	.9472	.9547	.8612	.8580	.9803	.9962	.9794	.9878	.9542	.9513
<i>R</i> <sup>2</sup>	.9997		.9998		.9999		.9998		.9998		.9999	
<i>R.MSE</i>	.0123		.0102		.0053		.0115		.0113		.0070	

에도 누적혼인율이 3~4% 정도 지속적으로 낮은 모습을 보여 주고 있다.

마지막으로 본 연구에서 검토하는 가장 최근의 출생코호트인 1965~1974년생의 경우 남녀 모두 이전의 출생코호트들과는 상대적으로 뚜렷한 차이를 보여 주고 있다. 특히, 1965~1974년생 남성의 경우 연령 증가에 따른 누적혼인율 상승 패턴이 상당히 완만하게 진행됨으로써 이전 출생코호트들과는 뚜렷한 차이를 보여 주고 있는데 44세 기준 추정 누적혼인율이 86% 수준으로 95% 이상인

&lt;표 3&gt; 성별 및 출생코호트별 Hernes 모형의 추정 결과

성별	출생코호트	$A$	$b$	$F_{\infty}$
남성	1945~1954년	.9237	.9495	.9999
	1955~1964년	2.2921	.8761	.9684
	1965~1974년	2.6900	.8522	.8797
여성	1945~1954년	1.0667	.9177	.9986
	1955~1964년	1.2161	.9030	.9934
	1965~1974년	1.5986	.8804	.9639

다른 집단들과는 뚜렷한 격차를 보여 주고 있다.

<표 3>은 Hernes 모형을 통해 도출한 초기 잠재력( $A$ )과 이러한 초기 잠재력의 감소율( $b$ ) 그리고 누적초혼율의 점근값( $F_{\infty}$ )을 보여 주고 있다. 성별 그리고 출생코호트별로 혼인이 최초로 관측되는 시점의 혼인 잠재력 수준과 연령 증가에 따른 이러한 잠재력의 감소율 간의 관계를 살펴보면 역관계가 나타남을 살펴볼 수 있다. 다시 말하면, 초기 혼인 잠재력 수준이 높을수록 상대적으로 빠른 속도(작은  $b$  값에 해당)로 감소 현상이 나타남을 살펴볼 수 있다.

Hernes 모형을 통해서 추정된 누적초혼율의 점근값을 살펴보면, 비록 전반적으로 감소 추세를 보이기는 하지만, 대체적으로 1955~1964년생 코호트까지는 생애 초혼율에서의 유의미한 감소를 찾아보기는 어렵다. 상대적으로 혼인율에서 보다 큰 감소 현상이 나타난 1955~1964년생 남성의 경우에도 누적혼인율의 점근값은 .9684로 해당 출생코호트의 거의 대부분이 생애 동안 최종적으로 혼인을 하는 패턴을 살펴볼 수 있다.

그러나 <표 3>의 분석 결과는 동시에 가장 최근의 출생코호트인 1965~1974년생의 경우 이전 출생코호트들과는 상대적으로 큰 차이를 보여 주고 있음을 살펴볼 수 있다. 비록 여성의 경우 여전히 해당 출생코호트의 대략 96%정도가 최종적으로 혼인을 할 것으로 추정되고 있지만, 남성의 경우 추정된 누적혼인율 점근값이 대략 88% 수준으로 나타남으로써 해당 남성 코호트의 10% 이상이 생애 동안 비혼자로 남아 있을 것으로 분석되고 있다<sup>8)</sup>

다음으로 <표 4>와 <표 5> 그리고 <그림 2>는 교육수준별 차이와 관련하여 Hernes 모형의 추정 결과를 보여 주고 있다. 교육수준을 기준으로 추가적으로 구분하여 추정한 모형에서도 관측 자료에의 적합도 수준은 매우 높지만 <표 2>

8) 1965~1974년생 남성 누적혼인율 점근값의 95% 신뢰구간 하한과 상한은 각각 .8736과 .8852이다. 자료에의 적합도가 떨어지지만 Prescott 절차에 기초할 경우 해당 누적혼인율의 점근값은 .9038로 나타난다.

에 비교할 때 오차 수준은 상대적으로 높게 나타나고 있다. 관측된 누적혼인율과 추정된 누적혼인율 사이의 오차가 대체로 2% 미만이지만, 1945~1954년생 저학력 남성 모형의 경우 다른 집단들에 비해 상대적으로 오차 수준이 다소 높은 수준임을 살펴볼 수 있다(25세 시점의 오차 4.2%).<sup>9)</sup>

〈그림 2〉를 통해 성별, 출생코호트별, 교육수준별 혼인율의 연령별 패턴을 살펴보면, 우선, 남녀 모두 1945~1954년생의 경우 누적혼인율이 상승 국면으로 진입하는 시점 및 변화율에서의 차이가 존재함에도 불구하고 교육수준별 유의미한 차이를 살펴보기는 어렵다. 여성의 경우 1955~1964년생의 경우에도 40대 이후 누적혼인율에 있어서 교육수준별 격차는 크지 않다. 그러나 1955~1964년생 남성의 경우 고학력 계층(그림에서 H로 표시)과 저학력 계층(그림에서 L로 표시) 간 격차는 점차 뚜렷하게 관측되며, 1965~1974년생의 경우 남녀 모두에서 교육수준별 뚜렷한 차이를 살펴볼 수 있다.

〈그림 2〉에서 살펴볼 수 있는 무엇보다도 중요한 패턴은 출생코호트를 가로질러 나타나는 성별 패턴에서의 차이이다. 우선, 여성과 달리 남성의 경우 출생코호트를 가로질러 연령별 혼인 패턴에 있어서 교육수준별 교차 현상이 지속적으로 관측된다. 고학력 남성은 저학력 남성에 비해 상대적으로 초혼이 늦게 진행되지만, 일정한 시점을 기준으로 저학력 남성의 누적혼인율을 추월하는 현상이 일관되게 나타나고 있다. 가장 최근의 출생코호트인 1965~1974년생 남성의 경우에도 고학력자의 누적혼인율은 30대 초에 저학력자의 누적혼인율을 넘어서고 있음을 살펴볼 수 있다. 그러나 남성에게서 관측되는 이러한 교육수준별 교차 현상은 1945~1954년생을 제외하면 여성의 경우에는 나타나지 않고 있다.

또한 〈그림 2〉는 (최종)누적혼인율에 있어서 출생코호트를 가로질러 교육수준별 격차가 확대되는 경향이 있음을 보여 주고 있다. 남성의 경우 교차현상을 통해 최종적으로 고학력자의 누적혼인율이 저학력자의 누적혼인율을 넘어서는 패턴을 살펴볼 수 있는데 이러한 교육수준별 격차는 최근의 출생코호트로 올수록 더 크게 나타나고 있다. 여성의 경우 또한 최근의 출생코호트로 올수록 교육수준별 격차가 더욱 커지는 모습을 보이지만 남성과 반대로 고학력 여성의 누적혼인율이 저학력 여성에 비해 오히려 낮은 모습을 보여 주고 있다.

마지막으로 〈표 4〉 그리고 〈표 5〉에 나타난 생애 누적혼인율의 점근값( $F_{\infty}$ )을 살펴보면 여성의 경우 상대적으로 큰 감소는 1965~1974년생 고학력 여성

9) 그러나 비선형최소자승법에 기초한 이러한 오차 수준은 Prescott 방법에 비해 매우 낮은 수준임이 지적될 필요가 있다. 1945~54년생 저학력 남성을 대상으로 Prescott 절차에 기초하여 모형을 추정할 경우 관측 누적혼인율과 추정 누적혼인율 사이의 오차는 최대 17.2%이다(25세 기준).

&lt;표 4&gt; 관측된 누적혼인율과 추정된 누적혼인율: 남성

연령	1945~1954년				1955~1964년				1965~1974년			
	저학력		고학력		저학력		고학력		저학력		고학력	
	관측	추정	관측	추정	관측	추정	관측	추정	관측	추정	관측	추정
15	-	-	-	-	.0008	.0000	-	-	-	-	-	-
16	-	-	.0029	.0005	.0008	.0000	-	-	.0019	.0000	-	-
17	-	-	.0029	.0012	.0040	.0001	.0016	.0000	.0039	.0001	-	-
18	.0050	.0022	.0057	.0026	.0105	.0006	.0031	.0000	.0039	.0004	-	-
19	.0151	.0062	.0100	.0057	.0145	.0023	.0031	.0001	.0048	.0016	-	-
20	.0368	.0161	.0215	.0120	.0217	.0077	.0047	.0004	.0116	.0054	-	-
21	.0652	.0376	.0372	.0243	.0386	.0214	.0094	.0017	.0184	.0150	.0033	.0005
22	.1137	.0794	.0587	.0475	.0668	.0510	.0141	.0061	.0369	.0350	.0066	.0022
23	.1639	.1503	.0916	.0888	.1087	.1050	.0313	.0189	.0669	.0707	.0140	.0082
24	.2441	.2538	.1459	.1568	.1892	.1876	.0674	.0501	.1146	.1247	.0231	.0244
25	.3395	.3811	.2632	.2574	.2802	.2933	.1160	.1134	.1839	.1955	.0530	.0597
26	.4866	.5137	.3863	.3873	.4002	.4083	.2116	.2185	.2780	.2767	.1150	.1227
27	.6555	.6331	.5308	.5301	.5113	.5175	.3542	.3580	.3753	.3600	.2304	.2143
28	.7475	.7294	.6481	.6636	.6079	.6111	.4937	.5062	.4449	.4383	.3187	.3242
29	.8194	.8016	.7711	.7718	.6932	.6863	.6442	.6369	.5165	.5076	.4379	.4360
30	.8729	.8538	.8612	.8505	.7568	.7446	.7445	.7380	.5677	.5662	.5349	.5364
31	.8946	.8909	.9127	.9037	.8011	.7889	.8135	.8106	.6129	.6148	.6176	.6194
32	.9264	.9171	.9499	.9384	.8309	.8226	.8683	.8609	.6450	.6543	.6814	.6847
33	.9381	.9358	.9657	.9604	.8535	.8483	.8934	.8955	.6795	.6863	.7368	.7349
34	.9498	.9494	.9757	.9744	.8744	.8680	.9268	.9195	.7063	.7122	.7719	.7731
35	.9599	.9593	.9828	.9833	.8809	.8832	.9366	.9363	.7270	.7331	.7986	.8022
36	.9615	.9667	.9843	.9889	.8917	.8952	.9499	.9484	.7457	.7502	.8239	.8245
37	.9615	.9722	.9857	.9926	.8983	.9047	.9586	.9572	.7626	.7641	.8467	.8418
38	.9632	.9765	.9871	.9950	.9034	.9123	.9639	.9638	.7797	.7754	.8562	.8554
39	.9649	.9798	.9900	.9965	.9119	.9184	.9657	.9688	.7825	.7848	.8699	.8660
40	.9649	.9824	.9900	.9976	.9197	.9234	.9657	.9726	.7825	.7925	.8855	.8745
41	.9649	.9845	.9914	.9983	.9241	.9275	.9675	.9756	.7890	.7989	.8855	.8814
42	.9649	.9862	.9914	.9988	.9276	.9309	.9693	.9780	.7890	.8042	.8855	.8869
43	.9666	.9876	.9914	.9991	.9304	.9337	.9729	.9799	.8359	.8086	.8855	.8914
44	.9666	.9887	.9914	.9994	.9342	.9361	.9729	.9815	.8359	.8123	.8855	.8950
$F_{\infty}$		.9957		.9999		.9496		.9899		.8322		.9132
$R^2$	.9994		.9999		.9998		.9999		.9997		.9999	
RMSE	.0198		.0078		.0087		.0074		.0102		.0062	

(92.59%)에 한정되는 측면이 있으며, 저학력 여성의 경우 거의 대부분이 최종적으로 혼인을 할 것으로 추정되는데 이러한 현상은 출생코호트를 가로질러 큰 변화가 없는 것으로 나타나고 있다. 반면 <그림 2>에서도 나타나듯이 남성의 경우 여성에 비해 출생코호트를 가로질러 혼인율의 감소폭이 상대적으로 크게 관측된다.

특히, 1965~1974년생 저학력 남성의 경우 생애 동안 도달 가능한 최고 수준



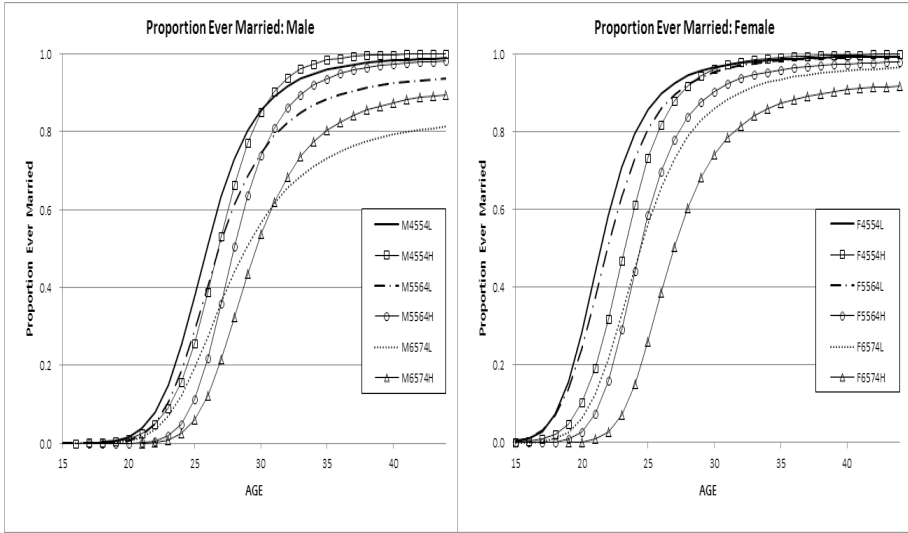
<표 5> 관측된 누적혼인율과 추정된 누적혼인율: 여성

연령	1945~1954년				1955~1964년				1965~1974년			
	저학력		고학력		저학력		고학력		저학력		고학력	
	관측	추정	관측	추정	관측	추정	관측	추정	관측	추정	관측	추정
15	.0032	.0032	.0014	.0012	.0055	.0047	.0009	.0000	.0025	.0002	-	-
16	.0144	.0105	.0014	.0033	.0219	.0128	.0027	.0001	.0025	.0010	-	-
17	.0448	.0297	.0101	.0089	.0451	.0315	.0044	.0005	.0090	.0034	-	-
18	.0880	.0732	.0330	.0218	.0807	.0694	.0097	.0023	.0172	.0104	-	-
19	.1776	.1554	.0575	.0495	.1518	.1369	.0221	.0087	.0433	.0271	.0023	.0004
20	.2720	.2813	.1121	.1025	.2421	.2393	.0416	.0278	.0801	.0616	.0046	.0023
21	.4064	.4344	.2055	.1917	.3475	.3692	.0841	.0733	.1226	.1227	.0162	.0090
22	.5712	.5838	.3147	.3185	.4911	.5070	.1699	.1603	.2003	.2140	.0370	.0285
23	.7216	.7060	.4440	.4675	.6252	.6317	.2876	.2905	.3197	.3284	.0775	.0723
24	.8112	.7952	.5963	.6118	.7510	.7318	.4159	.4421	.4474	.4501	.1459	.1503
25	.8656	.8564	.7414	.7308	.8181	.8061	.5796	.5840	.5569	.5629	.2568	.2603
26	.9120	.8974	.8333	.8181	.8769	.8590	.7088	.6972	.6709	.6574	.3795	.3852
27	.9312	.9249	.8994	.8779	.9042	.8961	.7850	.7794	.7474	.7316	.5111	.5040
28	.9424	.9436	.9296	.9175	.9248	.9219	.8540	.8366	.7975	.7878	.6024	.6038
29	.9584	.9565	.9526	.9434	.9371	.9402	.8885	.8759	.8324	.8297	.6855	.6816
30	.9616	.9656	.9598	.9604	.9480	.9532	.9088	.9031	.8579	.8609	.7431	.7400
31	.9680	.9721	.9670	.9717	.9576	.9626	.9195	.9222	.8758	.8842	.7778	.7833
32	.9728	.9769	.9698	.9794	.9644	.9696	.9319	.9359	.8923	.9019	.8183	.8154
33	.9760	.9805	.9727	.9847	.9699	.9748	.9425	.9459	.9084	.9154	.8358	.8394
34	.9792	.9833	.9770	.9884	.9726	.9788	.9487	.9534	.9199	.9258	.8573	.8575
35	.9792	.9854	.9770	.9910	.9740	.9819	.9550	.9590	.9266	.9340	.8698	.8713
36	.9808	.9871	.9784	.9929	.9754	.9843	.9590	.9634	.9339	.9406	.8854	.8820
37	.9808	.9884	.9784	.9943	.9795	.9862	.9611	.9668	.9410	.9458	.8910	.8904
38	.9808	.9895	.9784	.9954	.9822	.9877	.9645	.9695	.9459	.9500	.8982	.8970
39	.9808	.9904	.9784	.9962	.9822	.9890	.9657	.9716	.9478	.9535	.9031	.9023
40	.9808	.9911	.9784	.9968	.9850	.9900	.9693	.9734	.9546	.9564	.9111	.9065
41	.9808	.9917	.9784	.9973	.9850	.9908	.9706	.9748	.9667	.9587	.9111	.9099
42	.9808	.9922	.9784	.9977	.9850	.9915	.9720	.9760	.9709	.9607	.9111	.9127
43	.9808	.9926	.9784	.9980	.9850	.9921	.9735	.9770	.9709	.9624	.9111	.9150
44	.9824	.9930	.9784	.9983	.9863	.9926	.9750	.9778	.9709	.9638	.9111	.9168
$F_{\infty}$		.9954		.9997		.9962		.9824		.9727		.9259
$R^2$		.9998		.9997		.9999		.9999		.9999		.9999
RMSE		.0119		.0147		.0104		.0092		.0091		.0044

의 누적혼인율 값이 83.22%로 다른 집단들에 비해 생애 비혼 현상이 저학력 남성 집단의 경우에 더욱 크게 나타나는 모습을 보여 주고 있다.<sup>10)</sup> 또한 분석 결과는 성별 누적혼인율 격차가 교육수준이 낮은 계층에서 더욱 크게 나타남을

10) 1965~1974년생 저학력 남성 집단의 누적혼인율 점근값의 95% 신뢰구간을 계산하면 그 하한과 상한은 각각 .8203과 .8427이다. Prescott 방법을 활용하여 해당 모형을 추정할 경우 누적혼인율 점근값은 이 보다 다소 높은 .8533으로 나타난다.

<그림 2> 성별, 출생코호트별, 교육수준별 누적혼인율의 연령별 패턴



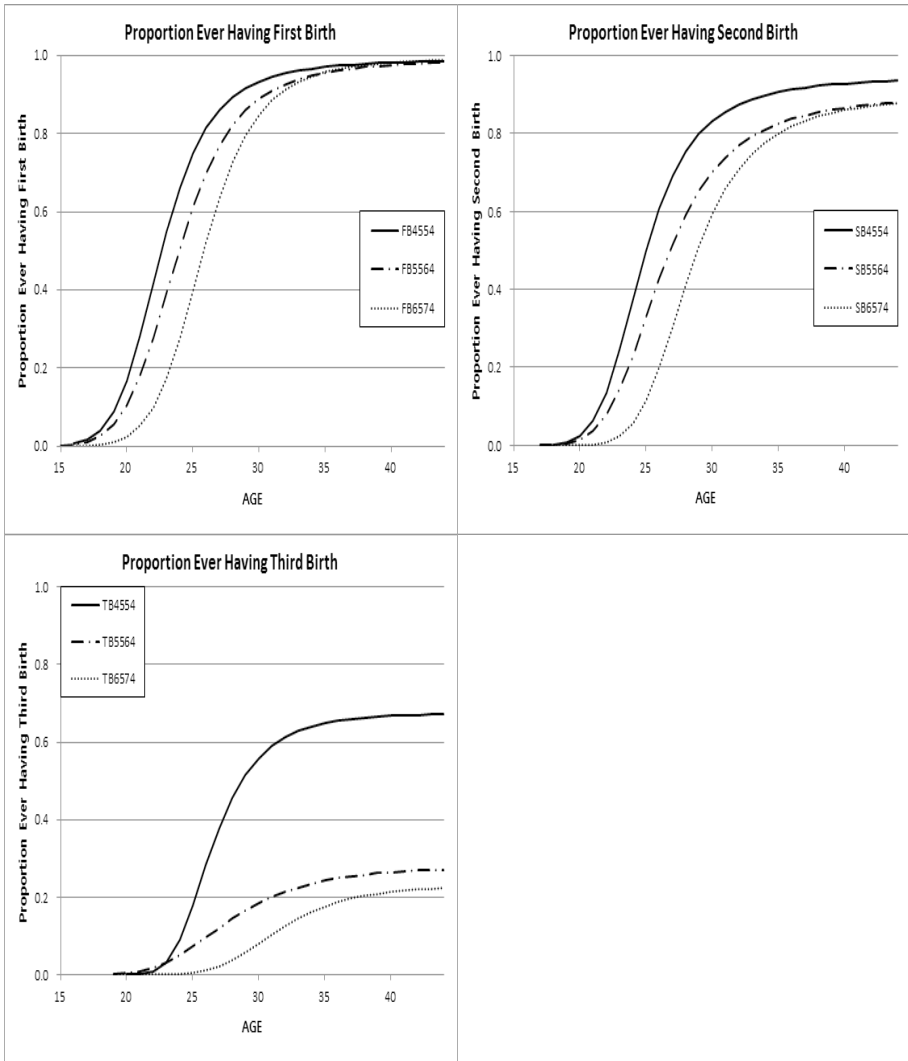
보여 주고 있는데 1965~1974년생의 경우 고학력 계층의 성별 격차가 1.27%에 비해 저학력 계층에서의 성별 격차는 14.05% 수준으로 매우 높게 나타남을 살펴볼 수 있다.

## 2. 출생코호트별 및 교육수준별 출산 패턴

본 절에서는 연령별 혼인 패턴을 분석한 앞 절과 마찬가지로 Hernes 모형을 통해 도출된 연령별 출산 패턴을 살펴보기로 한다. 출생코호트별 차이에 관한 <표 6> 그리고 출생코호트에 추가하여 교육수준별 차이를 추가적으로 살펴보는 <표 7>을 통해서도 살펴볼 수 있듯이 관측된 자료에 대한 모형의 적합도 수준은 상당히 높다. 관측된 누적혼인율과 추정된 누적혼인율 사이의 최대 오차 수준은 <표 6>의 출생코호트별 차이 분석에는 2.2% 그리고 <표 7>의 출생코호트별 및 교육수준별 차이 분석에서는 3.2% 수준이다.<sup>11)</sup>

11) 본 연구에서 사용한 비선형최소자승법과 Prescott 절차에 기초한 출산순위별 누적출산율의 점근값에서의 차이는 대체로 3% 미만인데 크기의 방향성은 일정하지 않다. 관측된 누적출산율과 추정된 누적출산율을 비교해보면 혼인의 연령별 패턴 분석과 마찬가지로 비선형최소자승법의 모형 적합도가 양호하다.

<그림 3> 출생코호트별/출산순위별 출산 비중의 연령별 패턴



우선, <표 6>과 <그림 3>을 통해 출생코호트를 가로질러 출산 경험의 연령별 패턴을 살펴보면 출생코호트별로 그리고 출산순위별로 상당한 차이가 존재함을 살펴볼 수 있다. 우선, 기혼 여성이 첫째 출산에 이르는 패턴을 살펴보면 최근의 출생코호트로 올수록 첫째 출산이 늦은 시기에 시작되는데, 특히, 1965~1974년생의 첫째 출산이 상당히 늦게 진행됨을 보여 주고 있다. 그러나

&lt;표 6&gt; 출생코호트별 및 출산순위별 Hernes 모형의 추정 결과

출생 코호트	출산순위		$A$	$b$	$F_{\infty}$
			$R^2$	$RMSE$	
1945~1954년	혼인 → 첫째 출산		1.1015	.8942	.9910
			.9999	.0072	
	첫째 출산 → 둘째 출산		1.5731	.8427	.9414
.9998			.0122		
	둘째 출산 → 셋째 출산		3.1714	.7364	.6729
			.9997	.0104	
1955~1964년	혼인 → 첫째 출산		1.0455	.9102	.9918
			.9999	.0083	
	첫째 출산 → 둘째 출산		1.6471	.8515	.8931
.9997			.0125		
	둘째 출산 → 셋째 출산		1.3514	.8005	.2752
			.9997	.0037	
1965~1974년	혼인 → 첫째 출산		1.1211	.9191	.9970
			.9999	.0055	
	첫째 출산 → 둘째 출산		2.9223	.8403	.8933
.9996			.0131		
	둘째 출산 → 셋째 출산		5.6197	.7701	.2283
			.9995	.0033	

첫째 출산의 (최종)비중을 살펴보면 출생코호트를 가로질러 거의 대부분이 최종적으로 첫째 출산을 경험함으로써 코호트별로 뚜렷한 차이가 나타나지 않음을 보여 주고 있다.

다음으로 첫째 출산을 한 기혼 여성들의 둘째 출산으로의 진행 패턴을 살펴보면 첫째 출산 이후 둘째 출산을 하지 않는 여성들의 비중이 다소 증가함을 보여 주고 있다. <표 6>을 통해 첫째 출산을 한 여성들 중 둘째 출산을 하지 않는 여성들의 비중을 살펴보면 1945~1954년생의 경우 대략 6% 그리고 1955~1964년생과 1965~1974년생의 경우 대략 10% 정도로 나타나고 있다. 가장 최근의 출생코호트인 1965~1974년생의 경우 1955~1964년생에 비해 둘째 출산 연령이 상당히 늦게 진행되지만 최종적인 둘째 출산 경험에 있어서는 큰 차이가 없는 것으로 분석되고 있다.

마지막으로 분석 결과는 출생코호트별 출산 경험에 있어서 본 연구가 분석하는 출생코호트들의 경우 둘째 출산에서 셋째 출산으로 이어지는 과정에서 상당히 큰 변화가 나타났음을 보여 주고 있다. 본 연구에서 분석하는 가장 이른 출생코호트인 1945~1954년생의 경우에도 이미 둘째 출산을 한 여성들 중 30%

이상이 추가적인 출산을 하지 않는 것으로 나타나고 있으며, 1955~1964년생과 1965~1974년생의 경우 그 감소폭은 더욱 크게 나타나고 있음을 살펴볼 수 있다.

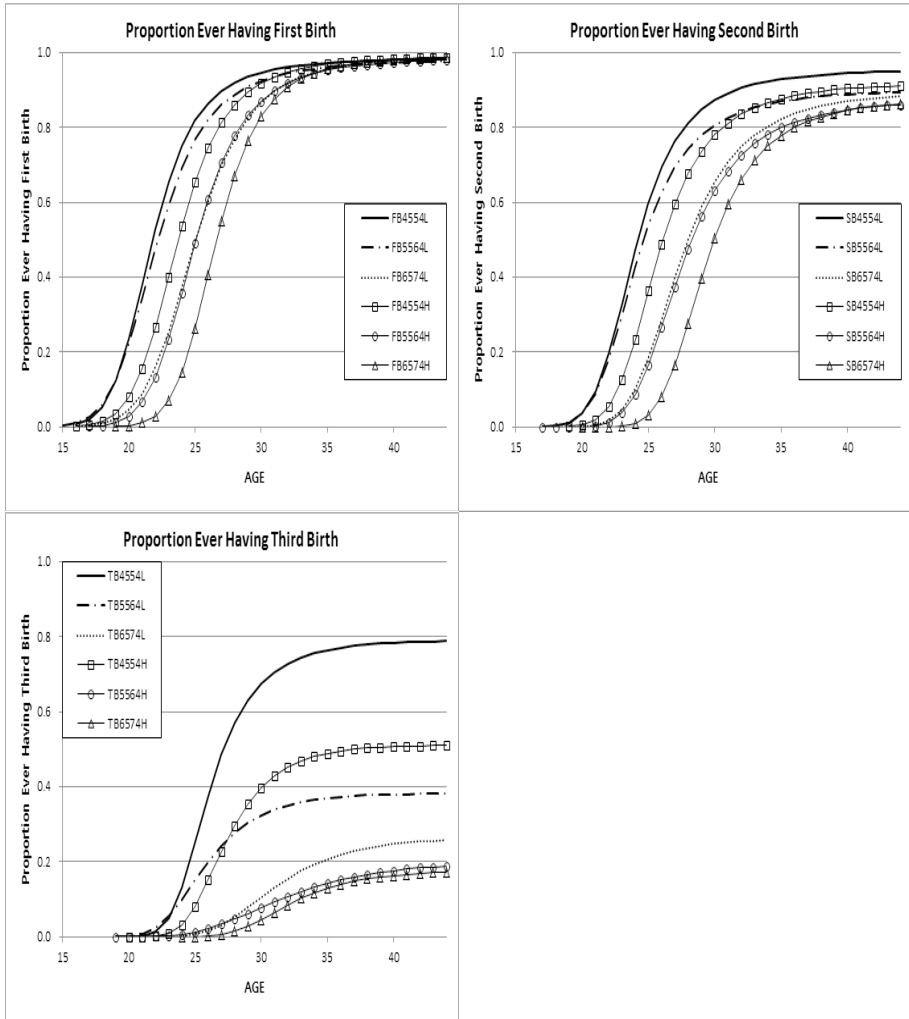
전반적으로 출생코호트별 출산 패턴 분석 결과는 본 연구가 검토하고 있는 출생코호트들이 경험한 출산력에서의 양(quantum)적 변화는 셋째 이상의 고순위 출산과 보다 밀접히 연관될 수 있음을 시사하고 있으며, 첫째 출산이나 둘째 출산의 경우 출생코호트를 가로질러 나타난 양적 변화는 상대적으로 크지 않음을 시사하고 있다. 또한 본 연구의 분석 결과는 출생코호트를 가로질러 관측되는 출산 행위에서의 변화는 가장 최근의 출생코호트인 1965~1974년생 대신 이미 1955~1964년생 코호트에서 상당한 정도의 변화가 나타났음을 보여 주고 있다. 본 연구의 분석 결과는 1955~1964년생과 1965~1974년생 사이에 존재하는 출산 경험에서의 차이(특히, 첫째 및 둘째 출산)는 대체로 수량효과(quantum effect)보다는 템포효과(tempo effect)의 성격을 보다 강하게 띠는 측면이 있다.

다음으로 <표 7>과 <그림 4>는 앞에서 검토한 출생코호트별 출산 패턴을 교육수준을 기준으로 추가적으로 세분화하여 분석한 결과를 보여 주고 있다. 우선, 첫째 출산의 경우 교육수준을 기준으로 출생코호트를 추가적으로 구분하더라도 집단별로 관측되는 차이는 대체로 출산 타이밍에서의 차이로 나타나고 있는데, 결과적으로 연령이 높아짐에 따라 누적출산율에 있어서 출생코호트별 그리고 교육수준별 유의미한 차이를 찾아보기는 어렵다.

그러나 둘째 출산과 셋째 출산으로 진행될수록 출산 패턴에 있어서 집단 간 분화는 점차 뚜렷하게 관측됨을 살펴볼 수 있다. 둘째 출산의 경우 첫째 출산과 마찬가지로 연령이 높아짐에 따라 고학력 집단의 따라잡기(catch-up) 현상이 관측되지만 첫째 출산에 비해 교육수준별 격차가 다소 크게 나타남을 살펴볼 수 있다. 첫째 출산 후 둘째 출산으로의 진행 과정에서 나타나는 교육수준별 차이의 일반적인 패턴은 저학력 집단의 둘째 출산 비중이 다소 높게 나타나는 동시에 이러한 교육수준별 격차는 최근의 출생코호트로 올수록 감소하는 경향이다.

마지막으로 둘째 출산 후 셋째 출산으로의 진행 패턴을 살펴보면 출생코호트별 그리고 교육수준별 격차는 다른 출산순위에 비해 더욱 뚜렷하게 나타나고 있다. 둘째 출산 후 셋째 출산으로 이어지는 비중에서도 여전히 교육수준과 출산은 역관계를 보여 주지만, 첫째 출산에서 둘째 출산으로의 진행에 비교할 때 둘째 출산에서 셋째 출산으로의 진행에서 관측되는 출생코호트를 가로지른 교

〈그림 4〉 출생코호트별, 출산순위별, 교육수준별 출산 비중의 연령별 패턴



육수준별 격차는 더욱 뚜렷하다.

이렇게 고순위 출산으로의 진행 과정에서 관측되는 교육수준별 격차는 앞 절의 혼인 패턴과는 상반되게 최근의 출생코호트로 올수록 교육수준별 격차가 감소하는 모습을 보여 주고 있다. 보다 구체적으로, 〈표 7〉을 통해 둘째 출산 후 최종적으로 셋째 출산을 하는 비중에서 관측되는 교육수준별 차이를 살펴보면 1945~1954년생의 경우 그 차이는 27.90%임에 비해 가장 최근의 출생코호트인

<표 7> 출생코호트별, 출산순위별, 교육수준별 Hernes 모형의 추정 결과

출생 코호트	출산순위	저학력			고학력		
		<i>A</i>	<i>b</i>	$F_{\infty}$	<i>A</i>	<i>b</i>	$F_{\infty}$
		$R^2$	<i>RMSE</i>		$R^2$	<i>RMSE</i>	
1945~1954년	혼인 → 첫째 출산	1.2513 .9999	.8752 .0060	.9871	1.2371 .9999	.8969 .0094	.9927
	첫째 출산 → 둘째 출산	1.5518 .9999	.8406 .0091	.9548	1.7705 .9996	.8268 .0157	.9180
	둘째 출산 → 셋째 출산	2.7943 .9996	.7547 .0132	.7903	4.3698 .9997	.7163 .0071	.5113
1955~1964년	혼인 → 첫째 출산	1.2168 .9998	.8838 .0108	.9830	1.2700 .9999	.8925 .0060	.9886
	첫째 출산 → 둘째 출산	1.9911 .9998	.8193 .0109	.8984	3.0348 .9997	.8280 .0119	.8727
	둘째 출산 → 셋째 출산	2.6934 .9998	.7273 .0050	.3824	1.9831 .9997	.8174 .0023	.1986
1965~1974년	혼인 → 첫째 출산	1.0729 .9999	.9134 .0056	.9946	1.3413 .9999	.8945 .0055	.9941
	첫째 출산 → 둘째 출산	2.5938 .9997	.8396 .0116	.8979	3.0970 .9997	.8141 .0110	.8755
	둘째 출산 → 셋째 출산	4.6189 .9995	.7762 .0041	.2644	2.4532 .9994	.7482 .0032	.1753

1965~1974년생의 경우 교육수준별 차이는 8.91%에 불과하다.

## V. 종합 및 맺음말

한국 사회에서 혼인과 출산에 대한 관심이 높아짐에 따라 관련 연구들이 활발히 이루어지고 있지만, 혼인과 출산 경험이 연령별로 어떠한 패턴을 보이는가에 관한 연구는 부족했다. 이러한 점에서 본 연구는 혼인과 출산 경험의 연령별 패턴을 모형화하는 동시에 이의 연장선에서 완결된 혼인율과 출산율 수준을 분석할 수 있는 Hernes 모형을 활용하여 출생코호트의 관점에서 최근까지 한국 사회가 경험한 혼인 및 출산 생애에서의 전반적인 변화 양상을 살펴보고자 하였다. 이에 더하여 본 연구는 이러한 출생코호트별 혼인 및 출산 경험에서의 차이가 교육수준별로 분화되는 양상을 추가적으로 살펴봄으로써 혼인과 출산 생애에서 관측되는 사회경제적 이질성에 대한 이해를 높이고자 하였다.

본 연구에서 나타난 분석 결과의 주요 내용과 그 시사점을 정리해 보면 다음과 같다.

첫째, 한국 사회의 경우 여전히 생애에 걸친 혼인 경험이 매우 높은 수준이지만 최근 출생코호트의 경우 상대적으로 혼인율이 큰 폭으로 감소하는 동시에 이러한 경향은 특히 남성의 경우에 강하게 나타나고 있음을 살펴볼 수 있었다. 또한 본 연구의 분석 결과는 생애 비혼 인구의 증가 현상이 출생코호트를 가로질러 점진적으로 증가하는 패턴을 취하기보다는 최근의 출생코호트에서 보다 급격히 증가하는 패턴을 보여 주었다.

둘째, 출생코호트를 가로질러 관측되는 생애 혼인율 감소 현상은 교육수준별로 상이한 패턴을 보여 주었다. 분석 결과는 남성의 경우 저학력자 그리고 여성의 경우 고학력자의 생애 비혼 가능성이 더욱 높을 것임을 보여 주고 있는데, 특히 교육수준이 낮은 남성의 생애 비혼 가능성이 상대적으로 매우 높을 것임을 시사하고 있다. 또한 외국의 경우 여성의 교육수준별 혼인 패턴과 관련하여 과거와 달리 최근 출생코호트의 경우 교육수준이 높을수록 생애 혼인율 또한 높아질 것임을 전망하는 연구가 있지만(예컨대, Goldstein and Kenney, 2001), 본 연구의 분석 결과는 우리나라 여성의 경우 교육과 혼인 사이에는 부적(-) 관계가 보다 강하게 작용하고 있음을 시사하고 있다.

셋째, 출생코호트를 가로지른 출산 패턴 분석 결과는 첫째 및 둘째 출산에서의 출생코호트별 격차가 상대적으로 낮은 반면 셋째 출산에서의 격차는 뚜렷하게 나타남을 보여 주었다. 이러한 패턴은 본 연구가 분석한 출생코호트들의 경우 출산력에서의 양적 변화는 대체로 셋째 혹은 그 이상의 고순위 출산과 보다 밀접히 연관될 수 있음을 시사하고 있다. 반면 첫째 출산의 경우 출생코호트를 가로질러 유의미한 변화를 찾아보기 어려우며, 둘째 출산의 경우에도 출생코호트를 가로지른 양적 감소폭은 상대적으로 낮은 수준임을 살펴볼 수 있었다.

또한 본 연구의 경우 출생코호트를 1945~1954년생, 1955~1964년생, 1965~1974년생으로 구분하여 이들 출생코호트에서 관측되는 출산 경험에서의 차이를 살펴보았는데 분석 결과는 가장 최근의 출생코호트인 1965~1974년생 보다는 베이비붐 세대를 포함하는 1955~1964년생 코호트에서 이미 과거 출생코호트와는 뚜렷하게 구분되는 출산 행위에서의 변화가 나타났음을 시사하고 있다. 1955~1964년생과 1965~1974년생의 경우 출산 경험의 연령별 패턴에서는 상당한 차이가 존재하지만 최종적인 출산 경험에서의 차이는 1945~1954년생과 비교할 때 상대적으로 크지 않은 것으로 나타나고 있다.

넷째, 출생코호트별 및 교육수준별 출산 패턴 분석 결과는 출산순위가 높아



질수록 교육과 출산 사이의 역관계가 뚜렷하게 관측되는 모습을 보여 주었다. 보다 구체적으로, 첫째 및 둘째 출산의 경우 출생코호트별 그리고 교육수준별 출산 시점에서의 차이에도 불구하고 최종 출산 경험에서의 집단별 차이는 매우 미미하거나 상당한 정도로 축소되는 모습을 보여 주었다. 이에 비해 셋째 출산에서의 교육수준별 차이는 30대 이후에도 상당한 수준의 격차를 유지하는 모습을 보여 주었다.

마지막으로 본 연구의 분석 결과는 혼인 및 출산이 교육과 연계되는 방식이 다소 상이함을 보여 주고 있다. 보다 구체적으로, 본 연구의 분석 결과는 최근의 출생코호트로 올수록 교육수준이 혼인관계로의 진입을 설명하는 유의미한 준거변수가 되고 있음을 보여 주고 있다. 비록 성별 패턴은 상이하지만 분석 결과는 남성과 여성 모두 최근의 출생코호트로 올수록 교육수준별 생애 혼인율에서의 격차가 커지는 경향을 보여 주었다. 그러나 출산 경험에서의 교육수준별 차이 분석은 이와 상반된 모습을 보여 주고 있는데, 비록 첫째 출산의 경우 출생코호트별로 최종적인 출산 경험에서 뚜렷한 차이를 살펴볼 수 없지만, 출산순위가 높아짐에 따라 혼인 패턴과는 반대로 최근 출생코호트로 올수록 교육수준별 격차가 오히려 감소함을 보여 주었다.

이러한 분석 결과는 출산력 변천의 초기 단계일수록 출산과 교육수준 사이의 연계성이 강하게 나타난다는 가설과 관련지어 설명해 볼 수 있다. 다시 말하면, 출산력 변천의 초기 단계에서는 교육수준이 높을수록 가족구조와 관련된 새로운 가치관 혹은 생활양식을 보다 빨리 채택하는 경향이 있기에 교육수준별 격차가 크게 발생할 수 있다. 그러나 출산력 변천이 본격적으로 진행될 경우 출산을 감소는 교육수준을 가로질러 모든 계층으로 확대됨으로 인해 교육과 출산율 간에 존재하는 역관계는 약화되는(혹은 역전되는) 현상이 발생할 수 있다는 것이다(전광희, 2002: 100-103). 이에 비해 본 연구의 분석 결과는 혼인의 경우 보편혼 관념이 점차 사라지는 상황에서 사회경제적 지위가 혼인관계로의 진입에 유의미한 영향을 미치는 요인으로 등장하는 상반된 패턴이 관측됨을 보여 주고 있다.

마지막으로 후속적인 연구와 관련하여 다음과 같은 몇 가지 사항들을 지적할 필요가 있다. 우선, 외국의 경우 교육수준별 혼인 패턴에 관한 연구들은 대졸 여성의 혼인 행위에 초점을 두는 경향이 있다. 본 연구의 경우 자료의 제약으로 인해 교육수준 구분이 세분화되지 못한 측면이 있으며 그 구분 또한 출생코호트를 가로질러 상이하게 이루어진 한계가 있다. 향후 자료가 활용 가능할 경우 이와 관련된 추가적인 검토가 필요할 것이다. 마찬가지로 충분한 사례 수를

확보할 경우 본 연구와 달리 출생코호트를 보다 세부적으로 구분할 필요가 있는 동시에 출생코호트의 구분 또한 보다 이론적인 배경에 기초하여 이루어질 필요가 있을 것이다.

또한 본 연구가 기본적으로 Hernes 모형을 활용하여 출생코호트별 그리고 교육수준별 혼인 및 출산 경험에서 관측되는 차이를 살펴보는 것을 주된 목적으로 하고 있지만, 모형을 통해 도출한 추정치(예컨대, 누적 비율의 점근값)의 정확성을 제고할 수 있는 방안에 대한 추가적인 검토가 필요할 것이다. 특히, 모형을 통해 도출된 추정치의 정확성을 제고하기 위해서는 향후 대규모의 표본에 기초한 추가적 분석의 필요성을 검토할 필요가 있을 것이다. 또한 혼인 및 출산 패턴의 모형화와 관련된 대안적인 모형들을 추가적으로 검토함으로써 추정 결과의 정확성을 제고하는 노력도 필요할 것이다.

### 〈참고문헌〉

- 김승권·김유경·조애저·김혜련 (2009) 《2009년 전국 출산력 및 가족보건·복지실태 조사》 연구보고서 2009-33 한국보건사회연구원.
- 김두섭 (2007) “IMF 외환위기와 사회경제적 차별출산력의 변화” 《한국인구학》 30(1): 67-95.
- 김정석 (2006) “미혼남녀의 결혼의향 비교분석” 《한국인구학》 29(1): 57-70.
- \_\_\_\_\_ (2007) “기혼여성의 출산아수별 추가출산계획” 《한국인구학》 30(2): 97-116.
- 김태현·이삼식·김동희 (2006) “인구 및 사회경제적 차별출산력: 인구센서스 자료분석을 중심으로” 《한국인구학》 29(1): 1-23.
- 김태홍·김동식·김은지·배호중·민현주 (2011) 《저출산에 대한 만혼의 영향과 정책과제》 연구보고서 2011-37-2 한국보건사회연구원.
- 류기철·박영화 (2009) “한국여성의 출산을 변화와 출산간격 영향요인” 《한국인구학》 32(1): 1-23.
- 민현주·김은지 (2011) “출산순위별 출산결정요인 분석” 《한국사회학》 45(2): 198-222.
- 박경숙·김영혜·김현숙 (2005) “남녀 결혼시기 연장의 주요 원인: 계층혼, 성역할분리규범, 경제조정 우발적 결합” 《한국인구학》 28(2): 33-62.
- 박수미·이택면·김승연·우원규·강석훈 (2008) 《2008년 여성가족패널조사: 사업보고서 및 제1차 기초분석보고서》 한국여성정책연구원.

- 변용찬·김동희·이송희 (2010) 《결혼행태 변화와 출산율의 상관성 연구》 연구 보고서 2010-30-3 한국보건사회연구원.
- 우해봉. (2009) “교육이 초혼 형성에 미치는 영향: 결혼 연기 혹은 독신?” 《한국인구학》 32(1): 25-50.
- 유홍준·현성민. (2010) “경제적 자원이 미혼 남녀의 결혼 연기에 미치는 영향” 《한국인구학》 33(1): 75-101.
- 은기수 (2001) “결혼연령 및 결혼코호트와 첫 출산간격의 관계: 최근의 낮은 출산력 수준에 미치는 함의를 중심으로” 《한국사회학》 35(6): 105-139.
- \_\_\_\_\_ (2005) “미혼에서 결혼으로 이행: 최근 우리나라에서 저출산에 갖는 의미” 《보건복지포럼》 4: 25-35.
- 이성용 (2006) “경제위기와 저출산” 《한국인구학》 29(3): 111-137.
- \_\_\_\_\_ (2009) “출산순위별 출산증가 요인 분석” 《한국인구학》 32(1): 51-70.
- 전광희 (2002) “출산력” 김두섭·박상태·은기수 편 《한국의 인구 1》 통계청 81-113.
- 진미정·정혜은 (2010) “미혼남녀의 결혼의향과 결혼희망연령에 대한 가족 가치관의 영향 추세 연구: 2005년, 2009년 전국 결혼 및 출산 동향조사 자료를 중심으로” 《한국인구학》 33(3): 31-51.
- 최경수 (2004) “출산율 하락 추이에 대한 분석” 《한국인구학》 27(2): 35-59.
- 통계청 (2011) 통계청 통계포털(KOSIS) <http://kosis.kr/>.
- Billari, F. C. and L. Toulemon (2006) “Cohort Childlessness Forecasts and Analysis Using the Hemes Model” *Paper prepared for the European Population Conference Liverpool, UK 21-24 June 2006.*
- Bloom, D. E. and N. G. Bennett (1990) “Modeling American Marriage Patterns” *Journal of the American Statistical Association* 85(412): 1009-1017.
- Bloom, D. E. and J. Trussell (1984) “What Are the Determinants of Delayed Childbearing and Permanent Childlessness in the United States?” *Demography* 21(4): 591-611.
- Blossfeld, H. and G. Rohwer (2002) *Techniques of Event History Modeling: New Approaches to Causal Analysis* Lawrence Erlbaum Associates.
- Cleland, J. and C. Wilson (1987) “Demand Theories of the Fertility Transition: An Iconoclastic View” *Population Studies* 41(1): 5-30.
- Coale, A. J (1971) “Age Patterns of Marriage” *Population Studies* 25: 193-214.
- Coale, A. J. and D. R. McNeil (1972) “The Distribution by Age of the Frequency

- of First Marriage in a Female Cohort” *Journal of the American Statistical Association* 67(340): 743-749.
- Coale, A. and J. Trussell (1974) “Model Fertility Schedules: Variations in the Age Structure of Childbearing in Human Populations” *Population Index* 40(2): 185-258.
- \_\_\_\_\_ (1996) “The Development and Use of Demographic Models” *Population Studies* 50(3): 469-484.
- Diekmann, A (1990) “Diffusion and Survival Models for the Process of Entry into Marriage” in K. U. Mayer and N. B. Tuma (eds.) *Event History Analysis in Life Course Research 1990* Chapter 9.
- Goldstein, J. R. and C. T. Kenney (2001) “Marriage Delayed or Marriage Forgone? New Cohort Forecasts of First Marriage for U.S. Women” *American Sociological Review* 66(4): 505-519.
- Hernes, G (1972) “The Process of Entry into First Marriage” *American Sociological Review* 37(1): 173-182.
- Le Goff, J (2010) “Time Dependency in Diffusion Models: Gamma-Diffusion Models As an Alternative to the Hernes Model” *Paper Presented at 2010 European Population Conference, Vienna, Austria* 1-4 September, 2010.
- National Research Council (2000) *Beyond Six Billion: Forecasting the World's Population* Washington, D.C.: National Academy Press.
- Prescott, R. B (1922) “Law of Growth in Forecasting Demand” *Journal of the American Statistical Association* 18(140): 471-479.
- Preston, S. H., P. Heurveline, and M. Guillot (2001) *Demography: Measuring and Modeling Population Processes* Blackwell Publishing.
- Wang, D (2001) “Modeling the Process of Entry into the First Marriage Using Hernes Model” *Stata Technical Bulletin* 59: 18-23.
- Wu, L. L (1990) “Simple Graphical Goodness-of-Fit Tests for Hazard Rate Models” in K. U. Mayer and N. B. Tuma (eds.) *Event History Analysis in Life Course Research, 1990* Chapter 10.

## Birth Cohort and Educational Differences in the Marital and Fertility Life Course in South Korea

*Haebong Woo*

This study investigates birth cohort and educational differences in the marital and fertility life course using the Hernes model. First, lifetime marriage rates remain high across birth cohorts but men in the youngest birth cohort(1965-74) experience a somewhat significant reduction in ever-marriage rates. Second, this study also finds educational differences in lifetime marriage rates across birth cohorts. The likelihood of being never married is particularly high for poorly educated men in the youngest birth cohort but women show the opposite pattern. Third, quantum changes in the fertility transition are more likely to be the changes in higher-order births, while the changes in first and second births are mainly tempo changes. Fourth, the negative association between education and fertility is significantly larger for higher-order births. Finally, marriage and fertility show the opposite pattern in their association with education. Overall, educational differences in lifetime marriage rates become stronger across birth cohorts but the association between education and higher-order births shows the opposite pattern.

**Key Words: Birth cohort, Education, Life course, Hernes model**