

한국인의 재혼 패턴에서의 성별 차이에 관한 연구

우 해 봉

(국민연금연구원)

본 연구는 한국노동패널 자료를 활용하여 재혼 패턴에서 관측되는 성별 차이를 분석하였다. 생존모형의 분석 결과는, 첫째, 남성이 여성에 비해 초혼해체 후 재혼할 개연성이 높지만, 성별 격차가 일정하게 유지되는 대신 초혼해체 후 초기 단계에서 크게 확대된 후 감소하는 패턴을 보여 주었다. 둘째, 교육수준별 차이와 관련하여 남성과 여성 모두 동일하게 교육수준이 높을수록 재혼의 개연성이 높아지는 패턴을 보였다. 셋째, 남성의 경우 최근의 출생코호트로 올수록 재혼의 개연성이 낮아지지만 여성의 경우 반대의 패턴이 관측되었다. 특히, 과거 출생코호트들과 달리 1960년 이후 출생자의 경우 여성의 재혼 확률이 오히려 남성에 비해 높게 나타나는 상반된 모습을 살펴볼 수 있었다. 넷째, 분석 결과는 초혼해체 연령이 높아짐에 따라 재혼의 개연성이 낮아지는 패턴을 보여 주었는데, 특히 남녀 모두 50세 이후에 이루어진 초혼해체의 경우 그 이전 연령대에 비해 재혼 확률이 뚜렷하게 낮아지는 모습을 보였다. 다섯째, 초혼해체 사유별 재혼 패턴에 있어서 남성의 경우 사별을 통한 초혼해체 시의 재혼 확률이 높은 반면 여성은 이혼을 통해 초혼이 해체될 경우의 재혼 확률이 높게 나타나는 모습을 보였다. 마지막으로 분석 결과는 남녀 모두 초혼의 지속기간에 따른 재혼 확률에서의 차이가 크게 나타나지는 않지만, 남성의 경우 초혼의 지속기간과 재혼이 정적인 관계를 보인 반면 여성의 경우 초혼의 지속기간이 길어짐에 따라 오히려 재혼의 개연성이 낮아지는 반대의 패턴이 관측되었다.

주요용어: 성, 재혼, 사별, 이혼, 생존모형

본 연구는 2012년 한국노동패널 워크숍에서 발표한 글을 수정·보완한 것입니다. 본 논문에 대해 유익한 논평을 해 주신 한국청소년정책연구원의 김지경 박사님과 익명의 심사위원들께 감사드립니다.

■ 투고일: 2012.10.29 ■ 수정일: 2012.12.7 ■ 게재확정일: 2012.12.17

I. 서론

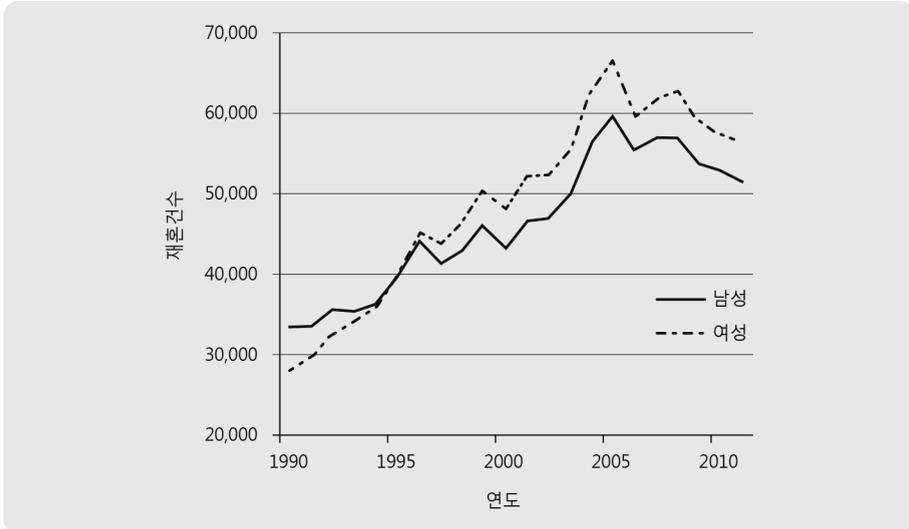
한국 사회의 경우도 이혼과 같은 혼인해체가 증가함에 따라 재혼(remarriage) 현상에 대한 관심이 점차 높아지고 있다. 그러나 대중매체를 통해 산발적으로 다루어지는 내용을 제외한다면 한국 사회에서 나타나고 있는 재혼 양상과 관련된 경험적 자료는 통계청의 인구동태통계 자료가 거의 유일한 실정이다. 이는 한국 사회가 경험하고 있는 저출산 현상으로 인해 초혼(first marriage)에 대한 많은 경험적 연구들이 이루어지고 있는 것과는 사뭇 대조적인 현상이다.

통계청(2012a)의 2011년 혼인이혼통계에서 나타난 재혼 패턴을 살펴보면 남녀 모두 재혼건수는 1990년 이후 지속적으로 증가하여 2005년에 정점에 도달한 후 2011년까지 감소 추세를 보이고 있다. 전체 혼인건수 대비 재혼의 비중 또한 동일한 패턴을 보여 주고 있는데, 2011년 기준 전체 혼인건수 대비 재혼의 비중은 남성 15.69% 그리고 여성 17.15%로 나타나고 있다. 재혼건수에서의 성별 패턴을 보면 1990년대 전반까지는 남성의 재혼건수가 여성에 비해 많지만 1995년 이후 여성의 재혼건수가 남성을 추월하는 것으로 나타나고 있다(그림 1).¹⁾ 여성에 비해 남성의 재혼율이 높음을 보고하는 유럽이나 북미 국가에서 이루어진 연구들을 고려할 때, 비록 제한된 기간에 한정된 자료이지만, 1990년대 중반 이후 여성의 재혼율이 남성을 추월하는 우리나라의 패턴은 다소 특이한 측면이 있다.

전체 혼인건수에서 혼인 종류별 건수가 차지하는 비중 또한 우리나라에서 나타나고 있는 재혼 패턴에서의 특성을 보여 주고 있다. 통계청(2012b)의 국가통계포털(KOSIS)에 의하면, 남성과 여성 모두 초혼인 경우는 1990년 전체 혼인건수의 89.32%에서 2011년 78.63%로 10% 포인트 이상 감소하였다. 반면 재혼이 포함된 혼인건수가 차지하는 비중은 상반된 패턴을 보여 주는데, 특히, 남성과 여성 모두 재혼에 해당하는 혼인건수가 차지하는 비중은 1990년 4.72%에서 2011년 11.46%로 2배 이상 크게 증가하였다.

1) 2011년의 재혼건수는 남성 51,637건, 여성 56,430건으로 여성이 4,793건이 많다. 참고로 통계청의 재혼건수는 과거의 혼인해체건수에 관계없이 집계된 전체 재혼건수이다.

그림 1. 성별 및 연도별 재혼건수의 추이



자료: 통계청, 2011 혼인·이혼 통계.

초혼과 재혼으로 구성된 혼인이 차지하는 비중 또한 증가하였는데, 위에서 언급한 성별 및 연도별 재혼건수 추이와 유사하게 남성과 여성의 초혼과 재혼의 조합은 시간의 경과에 따라 유의미한 변화를 보여 주고 있다. 보다 구체적으로, 1990년대 중반까지는 남성 재혼과 여성 초혼으로 구성된 혼인의 비중이 높았지만, 이후 남성 초혼과 여성 재혼으로 구성된 혼인이 차지하는 비중이 이를 추월하는 상반된 패턴이 나타나고 있다. 2011년 전체 혼인건수(328,921건)에서 남성 재혼과 여성 초혼으로 구성된 혼인이 차지하는 비중은 4.23%(13,899건) 그리고 남성 초혼과 여성 재혼으로 구성된 혼인이 차지하는 비중은 5.68%(18,691건)로 나타나고 있다.²⁾

통계청(2012a)의 2011년 혼인·이혼통계는 또한 1993년 이후 이루어진 재혼을 사별 후 재혼과 이혼 후 재혼으로 구분하여 재혼건수를 제시하고 있다. 재혼 종류별 재혼의 패턴을 살펴보면 남녀 모두 2000년대 초반까지는 사별 후 재혼의 비중이 높았지만 이

2) 비록 통계청의 국가통계포털이 1990년 이후의 혼인 종류별 혼인건수 정보만을 제공하고 있지만, 1970년대 이후부터 1990년대 초반까지의 혼인 종류별 혼인 패턴을 살펴보면 1980년대 초반까지도 남성 재혼과 여성 초혼으로 구성된 혼인의 비중이 남녀 모두 재혼이나 남성 초혼과 여성 재혼으로 구성된 혼인에 비해 높은 비중을 보였다(임춘희, 1994).

후 이혼 후에 이루어진 재혼건수가 사별 후 재혼건수를 초과하는 패턴을 보인다. 다만, 남성의 경우 2004년에 이혼 후 재혼건수가 사별 후 재혼건수를 초과하지만 여성의 경우 이러한 현상은 2년 후인 2006년부터 관측되고 있다.

비록 현재까지 초혼에 비해 재혼 현상에 관한 정보가 매우 제한적으로만 제시되고 있지만, 혼인해체의 비중이 높아짐에 따라 재혼 현상은 초혼 못지않게 중요한 관심의 대상이 되고 있다. 보다 구체적으로, 재혼 현상이 사회적으로 주목을 받는 배경에는, 우선, 재혼이 초혼해체(특히, 이혼)로부터 발생한 경제적 그리고 사회심리적 문제를 부분적으로 해결할 수 있다는 점이 자리 잡고 있다(Cherlin & Furstenberg, 1994; Coleman et al., 2000; Dewilde & Uunk, 2008).

재혼 현상에 대한 이해는 또한 1970년대 이후 최근까지 진행된 초혼율의 감소 그리고 이혼율의 증가와 맞물려 나타난, 하나의 사회제도로써 결혼의 지속/쇠퇴와 관련된 논의에 있어서도 중요한 시사점을 제공할 수 있다(Bumpass et al., 1990; de Graff & Kalmijn, 2003). 또한 보다 이론적인 측면에서 볼 때 혼인관계의 해체가 무작위적인 과정이 아닌 선별적인(selective) 과정이라는 점에서 이혼이나 사별 후에 이루어지는 재혼 현상에는(초혼에 비교할 때) 보다 복잡한 사회경제적 요인들 간의 상호적 관계가 개입하기에 재혼 현상에 대한 이해는 혼인력(nuptiality)에 대한 이해를 높이는 측면에 있어서도 매우 중요한 역할을 할 수 있다.

재혼 현상이 갖는 이론적 그리고 사회정책적 함의의 중요성으로 인해 국내의 경우에도 최근 들어 재혼과 관련된 사회복지 분야의 연구들이 증가하는 모습을 보여 주고 있다. 그러나 현재까지의 연구들은 대체로 재혼가족의 실태(가족관계)와 적응에 관한 질적(qualitative) 연구가 주류를 이루고 있으며, 양적(quantitative) 연구가 이루어진 경우에도 자료 수집의 제약으로 인해 대부분 소규모 표본에 기초하는 모습을 보인다(김연옥, 2012; 김효순, 2006; 서문희, 1993; 장혜경·민가영, 2002). 이러한 관계로 현재까지 통계청의 인구동태통계를 통한 기초적인 재혼 정보 외에는 우리나라의 전반적인 재혼 패턴에 관한 대표성 있는 연구 결과를 찾아보기는 쉽지 않은 상황이다.

이러한 측면에서 본 연구는 한국노동패널(KLIPS) 자료를 활용하여 우리나라의 재혼 패턴에 관한 보다 심층적인 정보를 제공하고자 하는 목적을 가지고 있다. 재혼과 관련하여 본 연구는 재혼 형성에 영향을 미치는 일련의 요인들을 확인하는 방식 대신 재혼 패턴에서 관측되는 성별 차이 분석에 초점을 맞추기로 한다. 특히, 초혼과 마찬가지로

재혼 현상에 있어서도 성별 차이가 가장 기초적이면서도 근본적인 경계선의 역할을 한다는 점에서 재혼 현상에서 관측되는 성별 차이에 대한 분석은 우리나라의 재혼 현상에 대한 이해를 높이는 데 있어서 중요한 역할을 할 수 있을 것으로 기대해 볼 수 있다.

II. 선행 연구

국내는 물론이거니와 외국의 경우에도 초혼이나 이혼 현상에 비해 재혼 현상에 대한 분석은 상대적으로 많지 않다. 자료에의 접근이 쉽지 않다는 점이 재혼 현상에 관한 경험적 연구가 상대적으로 많지 않게 된 원인으로 작용한 측면이 있지만, 초혼에 비해 재혼의 경우 후속적으로 해체될 리스크가 더욱 높다는 점에서 (초혼과 달리) 재혼을 불완전한 제도(*incomplete institution*)로 인식되어 왔던 점도 재혼에 대한 상대적 연구 부족과 연관된 측면이 있다(Cherlin, 1978).

또한 재혼에 관한 연구가 이루어진 경우에도 재혼 패턴에서 관측되는 성별 차이에 관한 연구는 상대적으로 제한적이다. 우선, 재혼을 연구 대상으로 하더라도 상당수 연구들이 성별 비교가 아닌 이혼이나 사별을 경험한 「여성」에 초점을 맞춤으로 인해 성별 차이에 관한 분석은 상대적으로 제한된 측면이 있었다(서문희, 1993; Bumpass et al., 1990; Smock, 1990). 마찬가지로 혼인해체를 경험한 모든 개인들을 분석 대상으로 하는 대신 특정 혼인해체 사유(예컨대, 이혼)에 초점을 맞추어 재혼 패턴에서의 성별 차이를 비교함으로써 분석 결과의 일반화에 일정한 한계가 있었다(Shafer, 2009).

이와 함께 재혼과 관련된 상당수 연구들의 경우 성별 차이 대신 재혼가족의 실태와 적응 혹은 재혼의 경제적 그리고 사회심리적 효과에 초점을 맞춘 측면이 있다(장혜경·민가영, 2002; 정현숙 외, 2000; Cherlin & Furstenberg, 1994; Coleman et al., 2000; Dewilde & Uunk, 2008). 마지막으로 재혼에 영향을 미치는 요인들에 관한 분석이 이루어진 경우에도 성별 차이에 관한 심층적인 분석 대신 성(*gender*)을 포함하여 재혼 형성에 영향을 미치는 일련의 영향 요인들을 병렬적으로 확인하는 데에 보다 큰 강조점이 주어진 점도 재혼에서의 성별 차이에 관한 연구가 상대적으로 부족하게 된 원인으로 작용한 측면이 있다(Shafer, 2009).

선행 연구들은 재혼에 유의한 영향을 미치는 요인들로 성, 사회경제적 지위, 초혼과

연관된 특성들인 초혼의 지속기간, 초혼해체 연령, 자녀(특히, 미성년 동거 자녀)의 존재, 그리고 결혼시장에서의 체류 기간(혹은 혼인해체 후의 경과기간) 등을 지적하고 있다. 재혼 패턴에 있어서 성별 차이가 뚜렷하게 존재함은 이미 잘 알려져 있다. 보다 구체적으로, 기존 연구들은 여성에 비해 남성의 재혼율이 높은 동시에 남성의 경우 혼인해체 후 보다 빨리 재혼을 하는 경향이 있음을 지적한다(Bumpass et al., 1990; de Graaf & Kalmijn, 2003; Wu & Schimmele, 2005). 이렇게 재혼 패턴에 있어서 뚜렷한 성별 차이가 존재함은 잘 보고되고 있지만, 재혼 현상에 있어서 성별 차이가 발생하는 세부적인 기제에 대한 이해는 떨어지는 측면이 있다.

재혼 패턴에서 관측되는 성별 차이를 이해하기 위한 하나의 방법으로 재혼에 유의한 영향을 미치는 요인들이 남성과 여성의 재혼 행위에 있어서 차별적인 효과를 나타낼 수 있는 기제를 검토해 보는 것이 유용할 수 있다. 우선, 기존 연구들은 재혼에 있어서 교육, 직업, 소득과 같은 사회경제적 지위(socioeconomic status)를 표상하는 변수들의 영향력이 성별에 따라 상이하게 나타날 수 있음을 지적하고 있다. 교육이나 직업위세와 같은 지표들이 잠재적 배우자의 경제적 능력을 표상하기에 초혼 과정에서 중요한 역할을 함은 잘 알려져 있으며(예컨대 Mare, 1991; Schwartz & Mare, 2005), 재혼가족의 경우에도 경제적 부양이 가족의 적절한 기능 수행에 필요한 중요한 이슈 중의 하나라는 점에서 재혼과 관련된 연구들 또한 사회경제적 지위의 중요성을 지적하고 있다(Bumpass et al., 1990; Smock, 1990; Sweeney, 1997).

그러나 재혼의 경우 초혼에 비해 생애과정에서 보다 늦은 시기(연령)에 발생한다는 점에서 그리고 연령이 높아짐에 따라 생애에 걸친 직업이나 소득의 궤적이 보다 명확해짐에 따라 이들 지표들을 통한 잠재적 배우자의 경제적 부양 능력 파악과 관련된 불확실성은 감소함이 지적된다(Kalmijn, 1997; Sweeney, 1997). 청년기 이후 대체로 큰 변화가 없는 교육수준의 경우에도 보다 안정적인 소득 흐름이나 직업 안정성을 측정할 수 있다는 점에서 장기적인 사회경제적 지위를 표상하는 변수로 중요한 역할을 함이 지적된다(Mare, 1991; Schwartz & Mare, 2005; Smock, 1990; Sweeney, 1997; de Graaf & Kalmijn, 2003).

사회경제적 지위가 성별로 상이한 효과를 가질 수 있는 개연성은 혼인해체의 경제적 효과와 관련된 선행 연구들에서 찾아 볼 수 있다. 혼인기간 동안 여성에 비해 남성이 지속적으로 경제활동을 할 개연성이 높다는 점에서 혼인해체, 특히 이혼을 통한 혼인해

체는 여성의 경제적 지위에 미치는 부정적인 효과가 더욱 큰 것으로 지적된다(Holden & Smock, 1991; Smock et al., 1999). 국내의 연구 또한 혼인해체가, 특히, 여성의 소득수준을 악화시키는 반면 재혼은 여성의 경제적 상황을 향상시키는 효과를 가지고 있음을 지적하고 있다(노혜진·김교성, 2008; 이현송, 2008; Dewilde & Uunk, 2008; Ozawa & Yoon, 2002).³⁾

또한 초혼에 비해 재혼의 경우 전통적인 결혼(traditional marriage), 다시 말하면, 사회경제적 지위가 높은 남성과 사회경제적 지위가 낮은 여성 간의 결혼이 보다 선호되는 경향이 있음이 지적된다(Shafer, 2009; South, 1991). 이러한 논의들은 결과적으로 재혼 확률에 있어서 남성의 경우 사회경제적 지위가 상당히 큰 역할을 하는 반면 여성의 경우 사회경제적 지위의 역할은 상대적으로 제한적일 수 있음을 시사한다.

그러나 현재까지의 선행 연구들은 분석 결과에 있어서 일관된 결과를 제시하지 못하고 있다. Shafer(2009)의 연구는 소득, 고용(전일 고용), 교육 모두 남성의 재혼 확률에 유의한 효과를 갖는 반면 여성의 재혼에서는 유의한 효과를 나타내지 않음을 보고하고 있다. Isen과 Stevenson(2010)의 연구 또한 남성의 경우 인종/민족을 가로질러 교육수준이 높을수록 재혼율이 높은 패턴을 보여 주는 반면, 흑인 여성의 경우 교육수준별 차이는 거의 없으며, 더 나아가 백인 여성의 경우 교육수준이 높을수록 재혼율이 급격히 감소하는 상반된 패턴이 나타나고 있음을 보여 주고 있다. 이와 달리 여성의 재혼 패턴을 분석한 Smock(1990)의 연구 결과는 백인 여성의 경우 교육수준별 차이가 유의하지 않음에 비해 흑인 여성의 경우 교육수준이 낮을수록 재혼 확률이 유의하게 낮은 상반된 패턴을 보고하고 있다.

또한 이혼 후 재혼 패턴을 분석한 Sweeney(1997)의 분석에서 남성의 경우 재혼에 대한 사회경제적 지위(교육, 직업위세)의 효과는 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다. 반면 여성의 경우 재혼에 대한 교육의 효과는 남성과 마찬가지로 유의하지 않았지만, 남성과 달리 직업위세의 효과는 이혼 시점에서의 연령과 유의하게 연관되는 것으로 나타나고 있다. 보다 구체적으로, 이혼 시점에서 연령이 낮은 여성의 경우 직업위세는 재혼과 부적(-)으로 연관된 반면 이혼 시점에서 연령이 높은 여성의 경우 직업위세와 재

3) 일반적으로 혼인해체(특히, 이혼) 후 여성의 노동시장 참여가 높아지는 동시에 본인의 근로소득에 대한 의존도가 높아지는 경향이 있다. 그러나 소득활동을 하는 경우에도 이들의 노동시장 경험이 대체로 고용 안정성이 낮은 일자리를 중심으로 이루어진다는 점에서 빈곤 위험에 직면할 개연성은 더욱 높다(김혜영 외, 2008; 윤희식, 2004).

혼은 정적(+인) 관계를 보여 주고 있다.

기존 연구들은 또한 초혼과 연관된 요인 그리고 초혼해체의 유형과 해체 시점의 연령이 재혼에 일정한 영향을 미칠 수 있음을 지적하는데, 초혼과 연관된 요인으로는 특히 자녀의 존재 및 초혼의 지속기간이 재혼에 유의한 영향을 미치는 것으로 지적된다. 비록 재혼에 대한 자녀의 효과와 관련된 선행 연구들이 일관된 결과를 제시하는 것은 아니지만(특히, 남성), (비동거 자녀에 비해) 동거 자녀의 존재가 재혼에 유의한 영향을 미칠 수 있음이 지적된다(de Graaf & Kalmijn, 2003; Koo et al., 1986; Smith et al., 1991; Wu & Schimmele, 2005). 일반적으로 여성이 자녀를 양육하는 경향이 있음을 고려할 때 동거 자녀의 존재는, 특히, 여성의 재혼에 부정적인 영향을 미칠 수 있음이 지적된다(Shafer, 2009).

해체된 혼인관계에 기초한 자녀의 존재뿐만 아니라 해체된 혼인의 지속기간 또한 재혼에 일정한 영향을 미치는 것으로 지적된다. 초혼의 지속기간이 재혼에 영향을 미치는 구체적인 기제는 분명하지 않지만, 초혼의 지속기간이 길수록 혼인을 통해 얻을 수 있는 효용에 익숙함으로써 보다 혼인 지향적인 가치관을 형성할 수 있음이 지적된다(Bumpass et al., 1990; de Graaf & Kalmijn, 2003). 유사한 논거로 과거 혼인관계 기간이 길수록 배우자 없는 삶에 적응하는 능력이 부족하다는 점 또한 재혼을 촉발시키는 요인이 될 수 있다. 그러나 과거 혼인관계의 지속기간이 재혼에 미치는 영향이 성별로 어떤 차별적인 효과를 갖는가는 불명확한 측면이 있다. Shafer(2009)는 이전 혼인의 지속기간이 경제활동(남성)과 가사노동(여성) 간 성별 분업의 대리변수 역할을 할 수 있다는 점에서 초혼의 지속기간은 여성의 재혼에 보다 큰 영향을 미칠 가능성을 제시한다. 그러나 남성의 경우에도 혼인해체 후 경제활동과 가사노동을 동시에 수행하기 어렵다는 점에서 동일하게 초혼의 지속기간이 길어질수록 재혼의 가능성이 높아지는 패턴을 생각해 볼 수 있기에 초혼의 지속기간에 따른 성별 차이의 존재는 다소 불확실하다. 실제 Shafer(2009)의 분석 결과는 남성의 경우에만 초혼 지속기간의 효과가 유의한 것으로 나타나고 있다.

또한 초혼해체의 유형도 재혼에 유의한 영향을 미치는 것으로 지적되는데, 이혼에 비해 사별의 경우 사망한 배우자에 대한 정서적 애착이 보다 강하게 남아 있을 개연성이 높다는 점 그리고 사별의 경우 배우자 사망 후 재혼에 대한 사회적 규범의 제지효과가 보다 강하게 작용할 개연성이 높다는 점에서 이혼에 비해 재혼의 가능성이 낮아질 수

있음이 지적된다(Smith et al., 1991; Wu & Schimmele, 2005). 비록 계량적 분석으로는 그 구체적인 기제를 명확히 밝히는 것이 쉽지 않지만, 남성에 비해 여성의 경우 배우자에 대한 정서적 애착이 보다 높은 동시에 재혼과 관련된 사회적 규범 또한 여성의 경우에 보다 강할 수 있다는 점에서 성별로 상이한 효과를 추론해 볼 수 있다.

연령(혹은 초혼해체 시점에서의 연령) 또한 재혼에 유의한 영향을 미침이 지적되는데, 특히, 재혼의 경우 초혼과 달리 늦은 연령대에 결혼시장에 진입함에 따라 잠재적 배우자 규모가 축소된다는 점에서 재혼의 경우 연령의 효과는 초혼에 비해 더욱 클 수 있다(Bumpass et al., 1990; Smith et al., 1991; Wu & Schimmele, 2005). 재혼을 위해 결혼시장에서 체류하는 시간(혹은 단순히 초혼해체 이후의 시간) 또한 재혼에 영향을 미치는 것으로 보고되는데, 기존 연구는 재혼을 위해 배우자를 탐색하는 기간이 길어질수록 재혼의 개연성은 낮아지는 현상이 관측됨을 지적한다(Smith et al., 1991). 일반적으로 남편과 부인 간에 연령 격차가 존재하는 점을 고려할 때 연령이나 (초혼해체 이후의) 시간의 효과가 여성의 경우에 더욱 강하게 나타날 수 있음이 논의되지만, 이를 경험적으로 분석한 Shafer(2009)의 분석 결과는 성별로 뚜렷한 차이를 발견하지 못하고 있다.⁴⁾

Ⅲ. 자료 및 분석 방법

1. 자료 및 변수

성별 재혼 패턴에서의 차이 분석과 관련하여 본 연구는 1998년부터 2010년까지 수집된 한국노동패널(KLIPS) 자료를 사용한다. 재혼 패턴에 있어서 반복적으로 혼인해체를 경험한 개인들의 재혼 패턴이 그렇지 않은 개인들과 차이를 보일 수 있다는 점에서 본 연구는 분석 결과가 지닌 함의를 보다 명확히 하고자 초혼해체(first marriage dissolution) 후에 이루어지는 재혼 현상에 초점을 맞춘다. 비록 한국노동패널이 우리나라

4) 국내에서 이루어진 재혼과 관련된 거의 유일한 양적 연구라고 할 수 있는 서문희(1993)의 연구는 이혼을 통해 초혼해체를 경험한 여성(N=120)의 재혼에 있어서, 초혼해체 시점에서의 연령이 낮을수록 그리고 막내 자녀를 양육하는 부담을 지지 않을수록 재혼할 개연성이 높음을 지적하고 있다. 반면 교육의 효과는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다.

라의 대표적인 패널조사이지만 전향적(prospective) 설계에 기초하여 분석을 진행하기에는 사건(재혼) 발생건수가 여전히 제한적임을 고려하여, 본 연구는 1998년 노동패널 조사가 시작되기 이전에 발생한 재혼 관련 회고적(retrospective) 정보를 모두 활용하고 있다.

본 연구가 전향적 정보와 후향적 정보를 동시에 활용하고 있다는 점에서, 특히 회고적 자료의 사용에 따른 정보의 정확성을 높이기 위해 다음과 같은 조건을 충족하는 개인들로 최종 표본을 구축하기로 한다. 특히, 본 연구에서 기간(duration)에 대한 분석이 매우 중요한 위치를 차지한다는 점에서 초혼 시점(연도), 초혼해체 시점(연도), 그리고 재혼/인터뷰(센소링) 시점(연도)에 관한 완전한 정보를 제공하는 개인들로 분석 대상을 한정한다. 초혼 시점 정보를 고려하는 것은 또한 본 연구가 초혼의 특성과 관련된 변수로 초혼의 지속기간을 검토하는 것과도 관련이 있다. 초혼, 초혼해체, 재혼 시점 정보는 기본적으로 설문에 포함된 직접적인 질문에서 도출된 정보를 사용하지만, 혼인상태(marital status) 정보를 통해서 정확한 시점 정보를 추정할 수 있는 사례도 포함하기로 한다.

본 연구에서 검토하고자 하는 재혼 패턴에서의 성별 차이와 관련된 다양한 요인들의 효과를 분석하기 위해서는 결혼(재혼)시장이 적절히 작동하는 시기를 대상으로 하는 것이 바람직하다. 그러나 분석 시기의 제한은 분석 대상 사례 수를 줄이는 부정적인 효과를 동시에 지니고 있다. 이러한 점들을 종합적으로 고려하여 본 연구는 1950년 이후에 초혼해체를 경험한 개인들만을 분석 대상에 포함하기로 하며 그 이전에 혼인해체를 경험한 사례들은 분석 대상에서 제외하기로 한다(n=19).

또한 본 연구는 노년기 이전에 초혼해체를 경험한 개인들로 분석 대상을 한정함으로써 비노년층의 재혼 패턴에 강조점을 두고자 한다. 보다 구체적으로 본 연구는 초혼해체가 65세 이전에 발생한 개인들로 분석 대상을 한정하는데, 1950년 이후 초혼해체를 경험한 전체 개인들 중 노년기 이전에 초혼해체가 발생한 개인들의 비중은 80.23%이다.⁵⁾ 본 연구에서 초혼해체 연령에 일정한 제한을 가한 것은 또한 본 연구가 초혼해체

5) 참고로 1950년 이후 혼인해체가 발생한 전체 개인들 중 65세 이후 재혼을 한 개인들은 4명에 불과하며, 재혼의 대략 90%는 50세 미만의 연령대에서 발생하였다. 노동패널과 같은 사회조사 자료를 활용하여 노년기 재혼 패턴을 분석하기 위해서는 상당한 자료 축적 기간이 필요할 것으로 보인다. 재혼에 관한 기존 연구들도 대체로 노년기 이전에 이루어지는 재혼에 초점을 맞추는 경향이 있으며(예컨대 Wu & Schimmele, 2005), 중고령기 이후의 재혼에 초점을 맞춘 연구는 상대적으로

유형(사별 vs. 이혼)의 효과를 검토하는 것과는 관련이 있는데 65세 이후 이혼을 통해 초혼해체를 경험한 개인들은 극소수이다.

분석 방법 부분에서 보다 자세히 언급하겠지만, 생존모형에 기초한 본 연구가 추적하는 시간의 흐름은 초혼해체가 이루어진 시점(연령)부터 재혼까지의 기간이며, 센소링(censoring)의 경우 초혼해체 시점부터 관측기간이 종료되는 시점까지의 기간이다. 결과적으로 노동패널조사가 시작된 1998년 이전에 이미 초혼해체를 경험한 개인들의 재혼 정보를 추가적으로 활용하는 본 연구의 경우 1998~2010년 기간의 시변변수(time-varying covariates)를 사용할 수 없다는 점에서 활용 가능한 예측변수의 수는 제한적인 한계가 있다. 비록 활용 가능한 예측변수가 많지는 않지만 본 연구는 노동패널 자료를 통해 도출 가능한 모든 변수들을 최대한 활용하기로 한다.

보다 구체적으로, 본 연구는 주요 예측변수로 성별, 교육수준, 출생코호트, 초혼해체 연령, 초혼해체 유형, 초혼 지속기간을 고려하며, 통제변수로 부모의 교육수준, 유년기 부모의 직업, 유년기 거주지, 종교를 고려하기로 한다. 성별은 남성을 준거로 하며(여성=1), 교육수준은 분석 모형의 간명성을 높이기 위해 연속형(교육년수) 변수로 구성한다. 출생코호트는 표본의 분포를 고려하여 1945년 이전 출생(준거), 1945~1959년생, 그리고 1960년 이후 출생자로 구분한다. 초혼해체 연령 또한 표본의 분포를 고려하여 30대 이하(준거), 40대, 50~64세의 세 범주로 구분한다. 초혼해체 유형은 사별과 이혼으로 구분하는데 사별이 준거 범주이며(이혼=1), 초혼의 지속기간은 초혼 시점(연)에서 초혼해체 시점까지의 기간을 연속형 변수로 측정하였다.⁶⁾

마지막으로 본 연구는 통제변수로 부모의 교육수준, 유년기(14세 경) 부모의 직업, 유년기 거주지, 종교 유무를 고려한다. 우선, 부모의 교육수준은 기본적으로 아버지의 교육수준을 기초로 하되 해당 정보가 부재할 경우 어머니의 교육수준을 활용하기로 한다. 부모의 교육수준 변수는 범주형 변수로 구성하는데 범주의 구분은 해당 변수의 표본분포를 고려하여 초등학교 졸업 미만(준거), 초등학교 졸업 이상 중학교 졸업 미만, 그리고 중학교 졸업 이상의 3 범주로 구분한다. 유년기 부모의 직업은 자영자/무급가족 종사자(준거), 고용주, 화이트칼라, 블루칼라의 4 범주로 구분한다.

로 최근에야 비로소 검토되고 있다(예컨대 Vespa, 2012).

6) 초혼 지속기간의 비선형적 효과를 고려해 보았지만 통계적으로 유의하지 않은 관계로 선형적 관계만을 고려하기로 한다.

표 1. 분석 표본의 주요 특성

(단위: %, 명)

변수	남성	여성
교육수준		
중졸 미만	24.76	63.47
중졸 이상 고졸 미만	17.52	13.36
고졸 이상	57.71	23.17
평균(년)	10.36	5.88
출생코호트		
1945년 이전	25.52	55.22
1945~1959년	38.86	28.07
1960년 이후	35.62	16.70
초혼해체 연령		
30대 이하	45.71	34.68
40대	30.67	25.30
50~64세	23.62	40.01
초혼해체 사유		
사별	30.48	77.11
이혼	69.52	22.89
초혼 지속기간(년)	15.43	23.79
부모의 교육수준(평균, 년)	4.82	3.16
부모의 직업		
자영자(무급가족종사자)	69.03	76.91
고용주	7.50	8.89
화이트칼라	5.72	2.62
블루칼라	17.75	11.58
유년기 거주지		
광역시	30.27	21.87
비광역시	69.73	78.13
종교		
있음	47.81	70.29
없음	52.19	29.71
재혼 발생	36.00	11.94
사례 수(명)	525	1,407

유년기 거주지는 광역시와 비광역시(준거)로 구분하며, 마지막으로 종교는 종교의 유무만을 구분하기로 한다(종교 있음=1). 이러한 과정들을 통해 구축된 최종 분석 대상 표본은 1,932명이며, 성별로는 남성 525명 그리고 여성 1,407명으로 구성되어 있다.⁷⁾

또한 최종 표본 중 재혼을 한 개인들은 총 357명으로 이는 최종 분석 대상 표본의 18.48%를 차지한다(남성 189명, 여성 168명). <표 1>은 본 연구의 최종 분석 대상 표본의 주요 특성을 보여 주고 있다. 결측치가 존재하는 변수들의 경우 다중대체법(multiple imputation)을 통한 보정값의 평균이 사용되었다(불완전 자료의 보정 관련 내용은 후술).

2. 분석 방법

성별 재혼 패턴에서의 차이를 분석하기 위해 본 연구에서 사용하는 통계 모형은 이산형 생존분석(discrete-time survival analysis)이다. 국내에서도 이미 널리 활용되고 있듯이 생존분석은 사건(재혼)의 발생 여부뿐만 아니라 발생 시점과 관련된 자료의 분석에 활용될 수 있는 대표적인 통계적 모형이다. 본 연구의 분석 대상 시간(event time 혹은 analysis time)은 초혼의 해체 시점부터 재혼이 이루어지는 시점 혹은 재혼을 하지 않은 개인들의 경우 최종 관측 시점까지의 시간이다. 기준선 해저드(baseline hazard)를 묘사하는 다양한 방식을 검토할 수 있지만, 본 연구의 경우 통계적 모형의 간명성을 높이기 위해 함수형(functional)의 기준선 해저드를 사용하기로 한다. 보다 구체적으로, 다양한 함수 중 본 연구의 분석 자료에서 관측되는 경험적 해저드(그림 2)의 형태를 보다 잘 묘사하는 것으로 판단되는 이차함수형 기준선 해저드를 사용한다. 본 연구에서 사용하는 생존분석의 기본 모형은 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$\log[-\log(1 - h(t_{ij}))] = [\beta_0 + \beta_1 Time + \beta_2 Time^2] + [\sum_k^k \beta_k X_{i,k}]$$

- 7) 본 연구의 경우 일반적인 성비에 비해 여성의 비중이 상당히 높게 나타나고 있는데 이는 본 연구의 모집단이 「초혼해체를 경험한 개인들」이라는 것과 관련이 있다. 우선, 현재까지 우리나라의 경우 여성에 비해 남성의 경우 생애 동안 혼인을 하지 않은 개인들의 비중이 높는데 이는 결과적으로 초혼해체를 경험한 개인들 중 여성의 비중을 높이는 원인으로 작용한다. 또한 남성에 비해 여성의 초혼연령이 낮은 관계로 혼인해체를 경험한 개인들의 경우 여성의 비중이 높아지는 원인이 된다. 마지막으로 혼인을 한 경우에도 노년기 이전에 발생한 사망률의 경우 남성의 사망률이 높다는 점도 고려할 필요가 있다. 그러나 초혼해체를 경험한 개인들의 성비는 시대 상황을 반영하여 출생코호트에 따라 상당한 차이를 보이는데, 최근의 출생코호트로 올수록 남녀 성비에서의 격차는 크게 줄어드는 모습을 보인다.

본 연구에서 사용하는 이산형 생존모형의 링크함수(link function)는 clog-log 링크(complementary log-log link)이다. 방정식 우측의 앞부분은 본 연구에서 사용하는 이차함수형 기준선 헤저드를 나타내고 있으며, 뒷부분은 분석에서 사용되는 예측변수들의 벡터를 표시하고 있다. 구체적인 분석에서는 이러한 기본 모형에 추가하여 예측변수 간 상호작용 그리고 기준선 헤저드와 예측변수 간 상호작용이 검토된다. 성별 재혼 패턴을 분석하는 데 있어서 남성과 여성을 구분하여 모형을 구축함으로써 성별로 상이하게 나타날 수 있는 예측변수의 효과를 보다 효과적으로 관측할 수 있지만, 본 연구가 기초한 노동패널의 사례 수가 제한적인 점을 고려하여 남녀 통합 모형을 사용한다.

분석 방법과 관련하여 마지막으로 언급할 필요가 있는 사항으로 불완전 자료의 보정 문제가 있다. 앞서서도 언급했듯이 본 연구의 경우 분석 표본의 선정과 관련하여 초혼 시점, 초혼해체 시점, 재혼/최종면접 시점 정보를 완전히 제공하는 개인들로 분석 대상을 한정하고 있다. 이러한 조건 하에서 본 연구는 다중대체법(multiple imputation)을 사용하여 나머지 변수들에서 발생한 결측치를 보정하고 있는데,⁸⁾ 완전한 시점 정보를 제공하는 개인들로 최종 표본을 구축할 경우 결측치가 존재하는 변수는 통제변수인 부모의 교육수준(결측 비율 2.48%), 유년기 부모의 종사상 지위(결측 비율 4.50%), 유년기 성장지(결측 비율 1.04%) 세 변수에 한정된다.

물론 시점(시간) 변수들(초혼 시점, 초혼해체 시점, 재혼/최종면접 시점) 또한 위의 변수들과 동일한 방식으로 보정하는 것을 고려할 수는 있지만, 회고적 정보가 사용되는 본 연구의 경우 이들 변수들의 보정 과정에서 유용한 정보를 제공할 수 있는 관련 변수들을 확보하기가 매우 어렵다는 점에서 시점과 관련된 변수들의 경우 별도의 보정 작업 없이 완전한 정보를 제공하는 개인들로 분석 표본을 구축하기로 한다. 구체적인 보정에 사용된 다중대체법은 MICE(Multivariate Imputations by Chained Equations)이며, 총 5세트의 보정 자료를 생성하여 후속의 생존분석에서 사용하였다. 참고로 본 연구의 통제변수들을 분석에 포함하지 않더라도 본 연구의 예측변수들과 관련된 분석 결

8) 현재까지 가장 빈번하게 사용되는 보정 방법인 완전정보최대우도법(full information maximum likelihood)이나 다중대체법 모두 MAR(missing at random) 가정에 기초하고 있는데, MAR 가정의 충족은 사용된 모형(변수)에 조건적이다(Allison, 2002; Schafer, 1997). 결국 결측치의 발생과 관련된 유용한 정보를 제공할 수 있는 관련 변수가 존재하지 않을 경우 이러한 보정 작업의 정확성은 떨어진다. 본 연구에서 사용된 초혼 시점과 같은 시간 변수들의 경우 회고적 정보의 역할이 크게 작용한다는 점에서 그리고 일반 변수들에 비해 예측값의 정확성을 제고할 관련 변수들을 확보하기가 매우 어렵다는 점에서 특히 그러하다.

과가 기본적으로 동일하다는 점에서 불완전 자료(부모의 교육수준과 종사상 지위, 유년기 성장지)의 보정이 분석 결과에 미치는 영향은 크지 않다.

IV. 분석 결과

<표 2>는 이산형 생존모형의 모형별 모수 추정치를 보여 주고 있다. 비록 재혼 패턴에서의 성별 차이와 관련된 예측변수들의 개별 효과들을 모두 보여 줄 수도 있지만 모형 구축의 간명성 측면에서 총 7개의 모형만을 보여 주고 있다. 모형 1~6은 설명의 이해를 높이기 위한 중간 단계의 모형들이며, 모형 7이 본 연구가 검토하는 최종 모형이다.⁹⁾ 표에서 나타나고 있는 각각의 모수 추정치는(다른 관련 변수들을 통제한 상태에서) 예측변수에서의 한 단위 변화에 따른 (해저드에서의 변화가 아닌) clog-log 해저드(complementary log-log hazard)에서의 변화를 나타낸다. 그러나 해석의 직관성을 높이기 위해 본 연구는 표에서 나타난 추정치의 직접적인 해석 대신 추정치를 지수화한 해저드 비(hazard ratio)와 해저드를 그래프로 표시하는 방식을 사용하여 관련 내용을 분석하기로 한다.

모형 1은 초혼해체 후 시간의 경과에 따른 기준선 해저드를 보여 주고 있다. 앞의 분석 방법 부분에서 언급했듯이 본 연구에서 기준선 해저드는 이차함수의 형태를 취하고 있다. 일반 이차함수의 경우와 마찬가지로 상수항은 재혼 리스크가 시작되는 시점에서의 clog-log 해저드의 값을, 기울기 모수 추정치는 재혼 리스크가 시작되는 시점에서의 경과시간당 clog-log 해저드에서의 증감을, 그리고 곡률 모수 추정치는 clog-log 해저드 함수가 볼록형인지 아니면 오목형인가를 결정한다. 표의 모형 1에서 살펴볼 수 있듯이 기준선 해저드의 이차함수항이 양(+)의 값을 가짐으로써 기준선 해저드가 볼록형을 보여 준다.

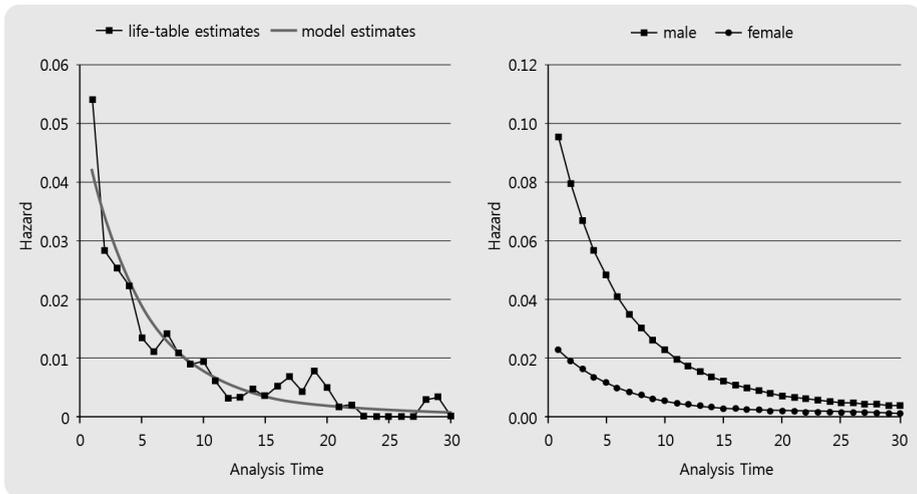
보다 구체적으로, [그림 2]의 좌측은 모형 1에 기초한 기준선 해저드를 보여 주고 있는데, 초혼해체 후 기간이 경과할수록 재혼 해저드가 지속적으로 감소함을 살펴볼 수 있다. [그림 2]의 좌측에는 또한 노동패널 자료를 통해 산출한 초혼해체 후 경과기간

9) 모형 7에서 성(gender)과 통제변수들 간의 추가적인 상호작용효과들이 검토된다면 이는 기본적으로 남성과 여성을 별도로 하여 모형을 추정할 것과 동일하다.

(연)별 해저드의 생명표(life-table) 추정치를 보여 주고 있다. 비록 본 연구의 경우 간명한 모형의 구축을 위해 함수형 기준선 해저드를 사용하고 있음에도 불구하고 재혼 해저드의 경험적 패턴을 근사적으로 잘 모형화하고 있는 것으로 판단해 볼 수 있다.

모형 2는 기준선 해저드에 본 연구의 핵심적인 예측변수인 성(gender)을 포함한 모형이다. 모형 2에서 성(여성)의 추정치는 -1.473으로 분석 결과는 초혼해체 후 기간의 경과에 따른 여성의 재혼 해저드가 남성에 비해 유의하게 낮음을 보여 주고 있다 (clog-log 단위). 보다 구체적으로, 추정치를 지수화하면 해저드 비는 $\exp(-1.473)=.229$ 로 여성의 추정된 재혼 해저드는 남성의 23% 수준에 불과함을(혹은 추정된 남성의 재혼 해저드가 여성의 4.36배 수준임을) 보여 주고 있다. 이러한 성별 재혼 해저드 패턴에서의 차이를 그래프로 나타낸 것이 [그림 2]의 우측이다. 참고로 [그림 2]의 우측에서 초혼해체 후 기간이 경과함에 따라 성별 해저드에서의 격차가 줄어드는 것은 분석 단위가 clog-log 해저드가 아니라 원래의 해저드인 것에 기인한다.

그림 2. 기준선 해저드(모형 1)와 성별 해저드 함수의 패턴(모형 2)



모형 3은 모형 2에 주요 예측변수들과 함께 통제변수들을 추가한 모형이다. 모형 3에서 관련 변수들을 고려함에도 불구하고 여전히 성의 효과는 유의하게 나타나고 있다. 관련 변수들을 통제하였음에도 불구하고 여성의 추정된 재혼 해저드는 남성의 47% 수

준이다. 모형 3에서 제시되고 있는 주요 예측변수들의 효과를 살펴보면, 우선, 교육은 재혼과 정적(+)으로 연계됨을 보여 주고 있는데, 교육수준이 높을수록 재혼할 개연성이 유의하게 높아짐을 살펴볼 수 있다. 다른 변수들을 통제한 상태에서 교육 이수기간(연) 당 재혼 해저드는 대략 8% 정도 상승하는 것으로 나타난다. 교육수준과 달리 분석 결과는 출생코호트를 가로질러 재혼 해저드에 있어서 유의한 차이는 나타나지 않음을 보여 주고 있다.

초혼의 특성과 관련된 초혼해체 연령의 경우, 분석 결과는 준거 범주인 30대 이하에 비해 50대 이후(50~64세)에 초혼이 해체된 집단의 재혼 해저드가 유의하게 낮음을 보여 줌으로써 초혼해체 연령과 재혼 사이에는 부적(-)인 관계가 존재함을 보여 주고 있다. 초혼해체 사유 또한 재혼에 유의한 영향을 미치고 있음을 보여 주고 있는데, 사별에 비해 이혼을 통해 초혼이 해체될 경우 재혼할 개연성이 유의하게 높음을 보여 주고 있다. 보다 구체적으로, 다른 변수들을 통제한 상태에서 사별을 통한 초혼해체에 비해 이혼을 통해 초혼이 해체될 경우 재혼 해저드가 대략 37% 정도 높다. 마지막으로 초혼의 지속기간 또한 재혼과 유의하게 연관되는데, 분석 결과는 초혼의 지속기간이 길수록 재혼할 개연성이 낮아짐을 보여 주고 있다.

모형 4는 모형 2에 성과 초혼해체 후 경과기간 간의 상호작용효과를 추가한 모형이다. 모형 2와 모형 3은 기본적으로 비례적 해저드 모형(proportional hazard model)에 속하는데, 예측변수의 효과가 초혼해체 후 기간의 경과에도 불구하고 일정하게 유지됨을 가정하고 있다. 반면 모형 4는(다른 예측변수 및 통제변수의 고려 없이) 초혼해체 후 기간의 경과에 따른 재혼 해저드가 성별에 따라 상이하게 나타날 수 있음을 검토하는 모형이다. 그러나 분석 결과는 성의 효과가 초혼해체 후 경과기간에 따라 상이하게 나타나지는 않음을 보여 주고 있다. 다음으로 모형 5는 모형 4에 기타 예측변수들과 통제변수들을 추가적으로 고려한 모형이다. 모형 5 역시 성의 효과가 초혼해체 후 경과기간에 따라 상이할 수 있음을 허용한다는 점에서 비비례적 해저드 모형(non-proportional hazard model)에 속한다. 모형 5의 경우 기본적으로 모형 3이나 모형 4와 뚜렷하게 상이한 패턴은 관측되지 않는다.

모형 6은 예측변수들의 주효과(main effect)와 함께 성과 나머지 예측변수들 간의 상호작용효과를 포함함으로써 성의 효과가 다른 예측변수에 따라 상이하게 나타나는가를 검토하고 있다. 주요 결과를 간략히 살펴보면, 교육과 초혼해체 연령의 경우 유의한

상호작용효과는 관측되지 않는다. 다시 말하면, 성별과 관계없이 교육수준이 높을수록 재혼을 할 개연성이 높은 반면 초혼해체 연령이 높을수록 재혼을 할 개연성은 유의하게 낮아지는 패턴을 보여 주고 있다. 반면 분석 결과는 출생코호트, 초혼해체 사유, 그리고 초혼 지속기간의 경우 성별로 상이한 효과를 나타내고 있음을 보여 주고 있다. 분석 결과는 과거 출생코호트에 비해 최근의 출생코호트에 속한 여성일수록 그리고 사별 대신 이혼을 통해 초혼이 해체된 여성일수록 재혼의 개연성이 유의하게 높아짐을 보여 주고 있다. 반면 초혼의 지속기간과 관련된 분석 결과는 남성에 비해 여성의 경우 초혼의 지속기간이 길수록 재혼의 개연성이 유의하게 낮아지는 패턴이 존재함을 보여 주고 있다.

모형 1~6이 재혼 패턴에서의 성별 차이와 관련된 중간 단계의 과정을 보여 주는 일련의 모형임에 비해 모형 7은 본 연구가 검토하고자 하는 최종 모형을 보여 주고 있다. 결과적으로 모형 7은 성과 주요 예측변수들 간의 상호작용효과를 검토하는 동시에 성의 효과가 초혼해체 후 시간의 경과에 따라 상이하게 변할 수 있음을 동시적으로 고려하는 모형이다. 이전 단계의 모형들에 비해 모형 7에서 살펴볼 수 있는 차이는 상호작용효과와 관련된 변수들을 모두 포함할 경우 남성과 여성의 재혼 개연성은 초혼해체 후 시간이 경과함에 따라 비비례적으로(non-proportionally) 변한다는 점이다.¹⁰⁾

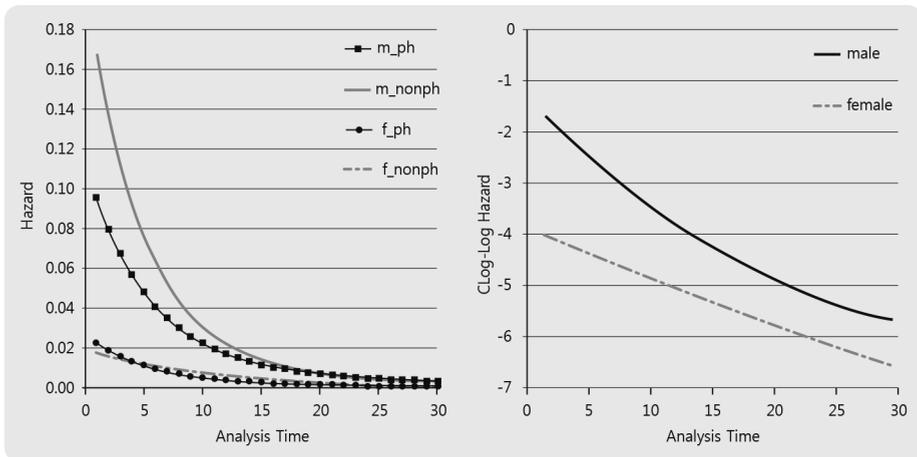
비록 모형 7의 경우 최대 두 변수 간의 상호작용효과만을 고려하고 있지만, 단순히, 도출된 추정치를 통해서 분석 결과를 완전히 이해하기는 쉽지 않다. 이러한 점에서 본 연구는 그래프를 통하여 최종 모형인 모형 7의 분석 결과를 상세히 살펴보기로 한다. 본 연구의 경우 이차원 그래프를 통해 분석 결과를 설명하기에 기본적으로 관련 변수들을 제외한 나머지 변수들은 준거점(범주)에 고정시키는 방식을 취한다. 물론 준거점을 변동시킬 경우 그래프가 이동하지만 남성과 여성 간 재혼 해저드에서의 상대적 격차는 일정하게 유지된다.

우선, [그림 3]은 모형 7에서 성의 효과가 초혼해체 후 경과기간에 따라 어떻게 변하는가를 보여 주고 있다. 참고로 [그림 3]의 좌측에는 비비례적 효과가 고려되지 않은 모형 2의 성별 해저드 패턴을 동시에 보여 주고 있다. 전반적으로 비비례적 효과가 반

10) 비록 본 연구의 경우 주요 변수들과 성 사이의 2차 상호작용효과만을 고려하고 있지만 보다 고차원의 상호작용효과를 고려하는 것 또한 가능하다. 본 연구의 경우 3차 상호작용효과 중 성을 포함하는 총 19개의 상호작용효과들을 추가적으로 분석 모형에서 검토해 보았지만 통계적으로 의미 있는 패턴을 발견하지는 못했다. 물론 충분한 이론적 근거 없이 이렇게 통계적 모형을 복잡하게 구축하는 것이 바람직하다고 평가하기는 어렵다.

영될 경우 초혼해체가 이루어진 초기 시점에서 성별 격차가 더욱 크게 나타남을 보여 주고 있다. 보다 구체적으로, 여성의 경우 큰 변화가 나타나지는 않지만, 남성의 경우 초혼해체 후 초기 시점의 재혼 해저드가 더욱 크게 상승하는 패턴을 살펴볼 수 있다. [그림 3]의 우측에는 동일한 그래프를 해저드 단위 대신 clog-log 해저드 단위로 보여 주고 있다. 초혼해체 후 경과기간에 따라 성의 효과가 일정할 경우(proportional hazard model) 남성과 여성 간 격차가 일정하게 유지되어야 하지만, 분석 결과는 초혼해체 후 초기 단계에서 여성에 비해 남성의 재혼 개연성이 더욱 높은 패턴이 나타남을 보여 주고 있다.

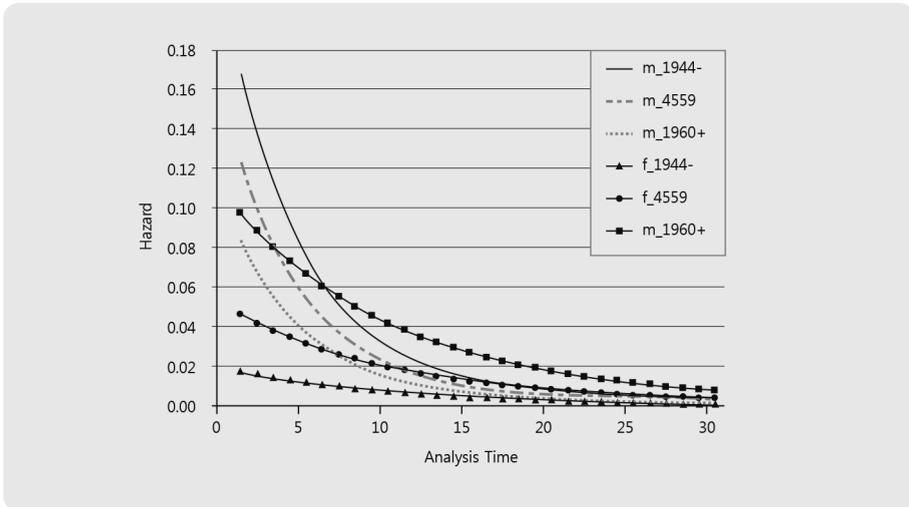
그림 3. 초혼해체 후 경과기간에 따른 해저드의 패턴(모형 7)



다음으로 [그림 4]는 성과 출생코호트 간의 상호작용효과를 보여 주고 있다. <표 2>의 모형 7을 보면 출생코호트의 주효과는 1945년 이전 출생코호트에 비해 최근의 출생코호트의 재혼 개연성이 유의하게 낮음을 보여 주지만, 상호작용효과는 여성의 경우 이러한 패턴이 크게 조정됨을 보여 주고 있다. [그림 4]를 통해 이러한 패턴을 보다 상세히 살펴보면, 비록 초혼해체 후 기간이 경과함에 따라 출생코호트별 차이가 감소하지만, 출생코호트를 가로질러 나타나는 재혼 패턴은 성별로 상이하다. 남성의 경우 최근의 출생코호트로 올수록 재혼 개연성은 지속적으로 감소하는 패턴이 관측되는 반면 여성의 경우 최근의 출생코호트로 올수록 재혼의 개연성은 상승하는 반대의 패턴이 관측된다.

특히, 여성의 경우 재혼 패턴에 있어서 출생코호트별 격차는 남성에 비해 더욱 크게 나타나고 있다. 대체로 1960년 이전에 출생한 개인들의 경우, 여성의 재혼 개연성은, 초혼해체 후 초기 단계일수록, 남성에 비해 뚜렷하게 낮은 패턴이 관측된다. 그러나 본 연구가 검토하는 가장 최근의 출생코호트인 1960년 이후 출생한 개인들의 경우, 여성의 재혼 (조건부)확률(해저드)은 남성에 비해 뚜렷하게 높은 반대의 상황이 나타나고 있다. 특히, 성별 격차는 초혼해체 후 초기 단계에 비해 초혼해체 후 6~7년 정도까지 확대된 후 점차 감소하는 패턴을 보여 주고 있다.

그림 4. 성과 출생코호트 간 상호작용(모형 7)



[그림 5]는 성과 초혼해체 연령 간의 상호작용효과를 보여 주고 있다. <표 2>는 다른 변수들을 통제한 상태에서 준거범주인 30대 이하에 비해 초혼해체 연령이 40대 이상인 경우 재혼 확률이 유의하게 낮아짐을 보여 주고 있다. 성과 초혼해체 연령 간의 상호작용항들은 이러한 초혼해체 연령과 재혼 간의 부적(-) 관계가 여성의 경우에 완화되는 측면이 있지만 초혼해체 연령이 40대인 경우에 한하여 한계적으로 유의함을 보여 주고 있다($p=.083$). [그림 5]를 살펴보면 전반적으로 초혼해체 연령이 높아짐에 따라 재혼 확률이 낮아지지만 이러한 패턴은 초혼해체가 50대 이후에 발생한 경우에 더욱 뚜렷이 감소하며, 특히 남성의 경우에 더욱 그러함을 보여 주고 있다.

그림 5. 성과 초혼해체 연령 간 상호작용(모형 7)

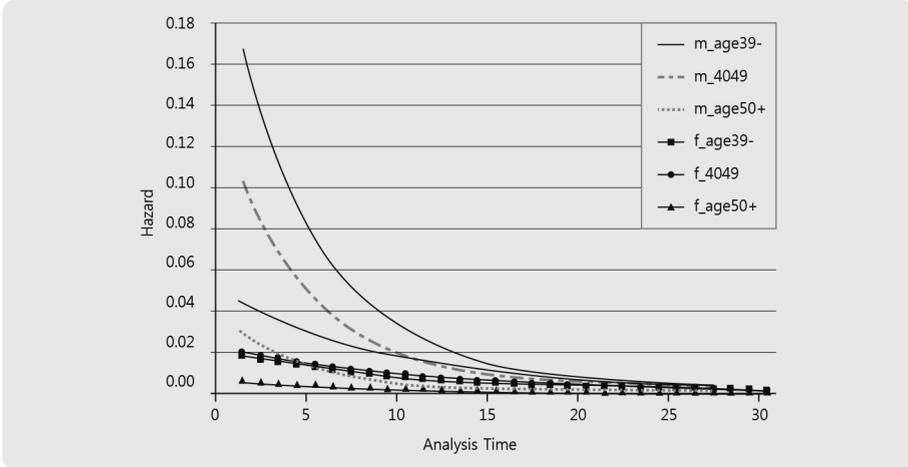
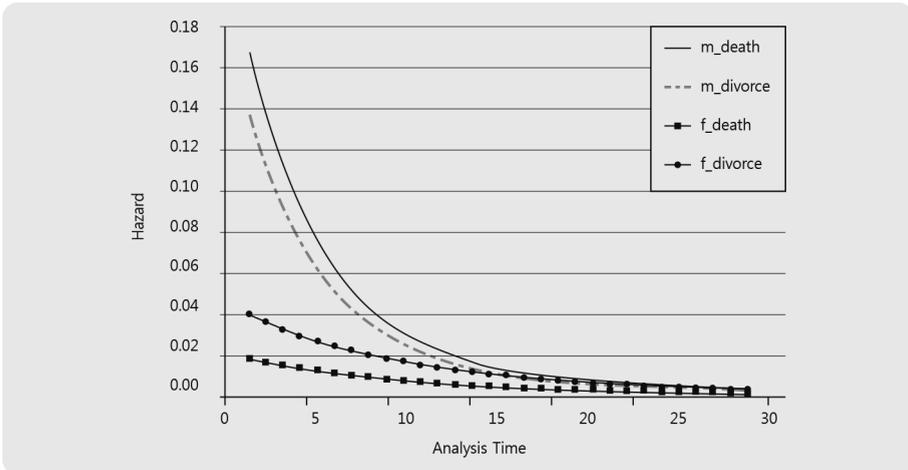


그림 6. 성과 초혼해체 유형 간 상호작용(모형 7)



[그림 6]은 성과 초혼해체 유형 간의 상호작용효과를 보여 주고 있다. 기본적으로 초혼해체 사유별 재혼의 개연성은 성별에 따라 상이하게 나타나는데, 남성의 경우 사별에 기초한 초혼해체 시 재혼 확률이 보다 높게 나타남에 비해 여성의 경우 이혼에 기초한 초혼해체 시의 재혼 확률이 높게 나타나는 반대의 현상이 관측된다. 특히, 남성의 경우

초혼해체 사유별 격차가 상대적으로 크지 않은 동시에 초혼해체 후 상당한 기간 동안 이러한 격차가 일정하게 유지되는 반면 여성의 경우 초혼해체 후 초기 단계일수록 초혼해체 사유별 격차는 더욱 뚜렷하게 나타남을 살펴볼 수 있다.

마지막으로 [그림 7]은 성과 초혼 지속기간 사이의 상호작용효과를 보여 주고 있다. <표 2>의 분석 결과는 기본적으로 여성의 경우에 초혼 지속기간의 효과가 더욱 크게 나타날 것임을 시사하고 있다. 재혼이 발생한 사례들의 초혼 지속기간 분포를 고려하여 [그림 7]은 초혼의 지속기간이 5년, 10년, 15년인 경우의 재혼 해저드에서 관측되는 패턴을 비교하고 있다. 통계적 유의성에도 불구하고 전반적으로 초혼의 지속기간에 따른 격차가 크게 관측되지는 않지만, 초혼의 지속기간이 갖는 효과는 남성과 여성의 경우에 상이하게 나타남을 살펴볼 수 있다. 보다 구체적으로, 분석 결과는 남성의 경우 초혼의 지속기간이 긴 경우에 재혼 확률이 다소 높은 패턴이 관측됨에 비해 여성의 경우 초혼의 지속기간이 길수록 재혼 확률이 낮아지는 상반된 패턴이 관측된다.

그림 7. 성과 초혼기간 간 상호작용(모형 7)

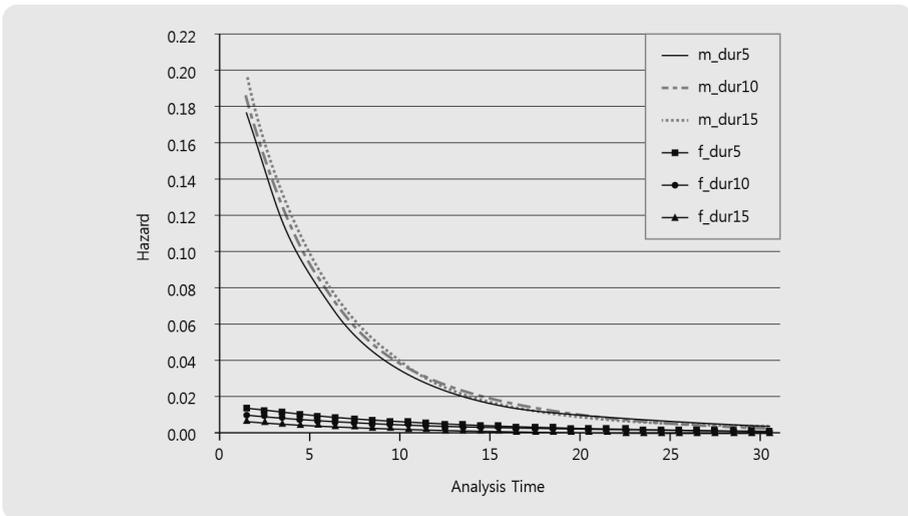


표 2. 이산형 생존모형(clog-log)의 추정 결과

구분	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7
상수항	-2.931***	-2.112***	-2.595***	-2.004***	-2.458***	-1.810***	-1.469***
시간	-.220***	-.192***	-.169**	-.227***	-.216***	-.163**	-.230***
시간제곱	.003***	.002***	.002*	.003*	.003 [†]	.002*	.003 [†]
성(여성=1)		-1.473***	-.753***	-1.673***	-1.023***	-1.692***	-2.426***
교육수준			.079***		.080***	.045*	.042 [†]
출생코호트(1945년 이전)							
1945~1959년			.151		.155	-.299	-.339
1960년 이후			-.036		-.045	-.630*	-.739**
초혼해체연령(30대 이하)							
40~49세			-.206		-.206	-.518*	-.527*
50~64세			-1.011**		-.997**	-1.841***	-1.831***
초혼해체사유(이혼=1)			.317*		.334*	-.240	-.223
초혼지속기간			-.031**		-.031**	.014	.012
부모 교육수준(초졸 미만)							
초졸 이상 중졸 미만			.105		.105	.107	.101
중졸 이상			-.369*		-.369*	-.302 [†]	-.307 [†]
부모 직업(자영자)							
고용주			-.549*		-.548*	-.562*	-.566*
화이트칼라			.151		.136	.206	.191
블루칼라			-.314*		-.309 [†]	-.396*	-.397*
성장지(대도시=1)			.045		.049	.063	.076
종교(보유=1)			.040		.029	.083	.067
여성×시간				.057	.081		.128*
여성×시간제곱				-.002	-.002		-.003
여성×교육수준						-.028	-.021
여성×출생코호트(45~59년생)						1.215***	1.286***
여성×출생코호트(60년생 이후)						1.837***	2.056***
여성×초혼해체연령(40~49세)						.585	.631 [†]
여성×초혼해체연령(50~64세)						.699	.750
여성×초혼해체사유(이혼)						.989***	1.010***
여성×초혼지속기간						-.075***	-.072**

주: N = 29,307(Person-Period Data); [†] p < .1, * p < .05, ** p < .01.

V. 종합 및 결론

한국 사회에서 재혼이 갖는 함의가 점차 높아지고 있음에도 불구하고 현재까지 한국 사회에서 나타나고 있는 재혼의 구체적인 양상에 대한 이해는 상당히 낮은 수준이다. 이러한 점에서 본 연구는 노동패널 자료를 사용하여 초혼해체 후에 이루어지는 재혼에서 관측되는 성별 차이를 분석함으로써 재혼 현상에 대한 이해의 수준을 높이고자 하였다. 외국에서 이루어진 선행 연구들과 마찬가지로 우리나라 또한 전반적으로 남성의 재혼 개연성이 높게 나타나지만 이러한 재혼 패턴에서의 성별 차이는 다른 변수들에 따라 크게 조정되기도 하는 한편 초혼해체 후의 경과기간에 따라서도 변화됨을 살펴볼 수 있었다.

분석에서 사용된 주요 변수들을 중심으로 하여 본 연구의 분석 결과를 간단히 정리하면 다음과 같다. 첫째, 초혼해체 후 경과기간에 따른 성별 재혼 패턴과 관련하여 분석 결과는 성별 격차가 경과기간에 따라 일정하게 유지되는 대신 초혼해체 후 초기 단계에서 상대적으로 크게 확대된 후 감소하는 패턴을 보여 주었다. 둘째, 성별 재혼 패턴이 사회경제적 지위에 따라 상이하게 나타날 가능성과 관련하여 분석 결과는 교육수준별 유의한 차이가 나타나지 않으므로 남성과 여성 모두 교육수준이 높을수록 재혼의 개연성이 높아지는 패턴을 보여 주었다.

셋째, 출생코호트를 가로질러 나타난 성별 재혼 패턴과 관련하여 최근의 출생코호트로 올수록 재혼에 있어서 성별로 상반된 패턴이 나타남을 살펴볼 수 있었다. 보다 구체적으로, 남성의 경우 최근의 출생코호트로 올수록 재혼 확률이 낮아지지만 여성의 경우 반대의 패턴이 관측되었다. 특히, 1960년 이후 출생자의 경우 그 이전 출생코호트들과는 달리 여성의 재혼 확률이 남성에 비해 뚜렷하게 높게 나타나는 패턴이 관측되었다.

서론에서도 이미 언급했듯이 우리나라의 성별 재혼건수는 1990년대 중반 이후 여성이 남성을 추월하고 있는 상황이다. 비록 본 연구가 연도별 추이를 분석한 것은 아니지만, 최근의 출생코호트로 올수록 여성의 재혼 확률이 남성보다 높아지는 패턴은 통계청의 재혼건수에서 나타나는 성별 패턴에 대해 일정한 수준의 설명을 제공하고 있다. 물론 앞에서도 언급했듯이 통계청의 재혼건수는 본 연구와 달리 초혼해체 후에 이루어진 재혼에 한정되는 것은 아니다.

넷째, 초혼 특성과 관련된 변수 중의 하나인 초혼해체 연령의 경우 분석 결과는 초혼

해체 연령이 높아짐에 따라 재혼 확률이 낮아지는 패턴을 보여 주었는데, 특히 50세 이후에 이루어진 초혼해체의 경우 그 이전 연령대에 비해 재혼 확률이 뚜렷하게 낮아지는 패턴을 살펴볼 수 있었다. 성별 차이와 관련해서는 남성의 경우에 초혼해체 연령의 효과가 더욱 뚜렷하게 관측됨을 살펴볼 수 있었다.

다섯째, 분석 결과는 초혼해체 사유에 따른 재혼 패턴에서도 성별로 상이한 모습이 나타남을 보여 주었다. 남성의 경우 상대적으로 격차가 크지는 않지만 사별을 통한 초혼해체 시의 재혼 확률이 높은 반면 여성의 경우 이혼을 통한 초혼해체 시의 재혼 확률이 상대적으로 더욱 높은 패턴이 관측되었다.

마지막으로 초혼의 지속기간에 따른 재혼 패턴과 관련하여 분석 결과는 전반적으로 초혼의 지속기간에 따른 재혼 패턴에서의 차이가 크지는 않지만 성별로 상반된 패턴이 나타남을 보여 주었다. 보다 구체적으로, 남성의 경우 초혼의 지속기간이 긴 경우에 재혼의 개연성이 다소 높은 반면 여성의 경우 초혼의 지속기간이 길어짐에 따라 재혼의 개연성이 낮아지는 반대의 패턴이 관측되었다.

최근까지 이루어진 재혼 관련 연구들이 분석에 사용된 표본이나 변수, 혹은 분석 방법에 있어서 매우 상이하다는 점에서 본 연구의 분석 결과를 외국에서 이루어진 선행 연구들과 일률적으로 비교하기에는 한계가 있다. 본 연구가 검토한 선행 연구들에서 일관된 분석 결과를 제공하는 변수는 초혼해체 시점에서의 연령 변수 정도에 불과하다는 점은 이러한 점을 단적으로 잘 보여 주고 있다.

다만, 서구에서 이루어진 기존 연구들의 경우에 큰 관심이 주어지지 못한 출생코호트의 효과에 대해 간략히 언급할 필요가 있다. 서구에서 이루어진 기존 연구들에서 출생코호트별 차이에 대한 관심은 크지 않았는데, 이는 서구 국가들의 경우 혼인력에서의 변화가 (우리나라와 비교할 때) 상당히 오랜 기간에 걸쳐 완만히 진행된 것보다 부분적으로 관련이 있는 것으로 볼 수 있다.

물론 재혼을 통한 새로운 가족의 형성은 사회/문화를 가로질러 그리고 역사적으로 어느 시대를 막론하고 어떤 형태로든 존재해 왔으며, 우리나라 또한 이러한 점에서 예외가 아님이 지적된다. 그러나 서구 국가들에 비해 우리나라의 경우, 특히, 여성의 재혼을 금기시했던 가부장적 가족주의가 상당히 큰 영향을 미쳤음이 지적된다(임춘희, 1994). 그러나 우리나라의 경우 지난 20세기 중후반 이후에야 비로소 사회가 안정된 단계로 진입하였다는 점에서도 살펴볼 수 있듯이 사회변동의 폭과 깊이는 매우 컸다.

비록 가족구조나 결혼행위에서 나타난 변화에 비해 규범적 측면에서의 변화가 상당히 느리게 진행된 측면은 있지만, 과거 수십 년에 걸쳐 한국 사회가 경험한 고도의 압축적인 사회경제적 변화는 가족과 혼인에 관한 가치관에 있어서도 커다란 변화를 가져왔다고 할 수 있다. 본 연구의 분석 결과는 우리나라의 경우 과거 남성에 비해 여성의 재혼 개연성이 상대적으로 매우 낮았지만 최근의 출생코호트로 올수록 성별 재혼 패턴에 있어서 상당히 큰 변화가 나타나고 있음을 보여 주고 있다.

본 연구의 분석 결과는 또한 출생코호트를 가로질러 나타나고 있는 재혼 패턴에서의 성별 차이가 혼인해체의 구조 변화와도 연계되고 있음을 시사하고 있다. 보다 구체적으로, 전통적으로 사별이 혼인해체의 지배적인 유형이었지만, 최근 들어, 특히 비노인층의 경우, 이혼을 통한 혼인해체의 비중이 증가함에 따라 후속적으로 성별 재혼 패턴에서도 일정한 파급효과를 나타내는 측면이 있다. 일반적으로 사별에 비해 이혼의 경우 배우자에 대한 정서적 애착이 낮은 동시에 규범적 제약 또한 낮다는 점에서 이혼을 통한 혼인해체 비중의 증가는 여성의 재혼 개연성을 높이는 요인으로 작용한다고 볼 수 있다.

혼인해체의 구조 변화뿐만 아니라 혼인해체를 경험하는 개인들의 인적 속성 변화 또한 재혼 패턴에서의 성별 차이를 확대시키는 측면이 있다. 국내에서 이루어진 이혼 관련 연구들(예컨대, 우해봉, 2011)이 보여 주듯이, 최근의 출생코호트로 올수록, 특히 여성에 비해 남성의 경우, 사회경제적 지위와 이혼 리스크 사이의 연관성이 더욱 뚜렷하게 관측됨이 지적된다. 결국, 본 연구의 분석 결과가 보여 주는 것처럼 교육수준과 같은 사회경제적 지위가 높을수록 재혼의 개연성이 높아지는 경향을 고려할 때, 최근으로 올수록 사회경제적 지위가 낮은 남성의 이혼 개연성이 유의하게 높아지는 상황은 혼인해체를 경험한 상당수 남성들의 재혼 가능성을 낮추는 요인으로 작용하는 측면이 있다.

전반적으로 본 연구가 한국 사회에서 진행되어 온 재혼 패턴에서의 성별 차이 그리고 이러한 성별 차이에 영향을 미치는 관련 요인들의 영향력을 보여 주었지만, 재혼 패턴에서 나타나는 성별 차이를 체계적으로 이해하기에는 여전히 한계가 크다. 무엇보다도 현재까지 한국 사회의 재혼 현상을 체계적으로 분석하기에는 자료의 제약이 상당히 크다고 할 수 있다. 보다 구체적으로, 본 연구가 회고적(retrospective) 정보를 동시에 활용하는 관계로, 소득이나 직업과 같은 추가적인 사회경제적 지위 변수나 미성년 자녀의 존재 등과 같은 변수들의 효과를 충실히 검토하지 못했는데 향후 전향적(prospective) 설계에 기초한 재혼건수가 충분히 발생할 경우 전향적 정보만을 활용하

여 본 연구에서 검토하지 못했던 이들 변수들의 효과를 추가적으로 검토할 필요가 있을 것이다.

본 연구의 또 다른 제약 요인으로는 본 연구가 재혼을 분석하고 있음에도 남편과 부인의 정보를 활용하지 못하고 있다는 점이다. 물론 이 문제 또한 본 연구가 회고적 혼인 정보를 사용하는 것과 관련이 있는데 전향적 설계에 기초한 자료가 충분히 구축될 경우 혼인해체 후 남성과 여성이 맺어지는 구체적인 패턴을 심층적으로 분석할 필요가 있을 것이다. 본 연구처럼 단순히 개별 변수들의 효과를 검토하는 차원을 넘어 재혼이 이루어진 남편과 부인 간의 교육, 소득, 연령, 혼인 이력(예컨대, 남편과 부인 모두 재혼, 재혼 남편과 초혼 부인 등) 등에서의 격차를 세부적으로 고려할 경우 한국 사회에서 나타나고 있는 재혼 현상에 대한 보다 충실한 이해가 가능할 것이다. 또한 기대여명이 지속적으로 상승하는 상황을 고려할 때 본 연구가 검토하지 못한 노년기 재혼 패턴도 자료가 활용 가능할 경우 이에 대한 검토가 필요할 것이다.

마지막으로, 계량모형에 기초한 선행 연구들과 마찬가지로 본 연구 또한 재혼 패턴에서 성별 차이가 발생하게 된 구체적인 기제를 충분히 설명하지 못하고 있다. 물론 이러한 문제는 재혼과 관련된 자료가 보다 충실히 축적된 서구 국가들의 경우에도 성별 차이 발생 기제에 관한 체계적인 이해가 이루어지지 못한 상황임을 고려할 때 쉽지 않은 과제에 속한다고 할 수 있다. 보다 근본적으로 본 연구와 같은 계량적 분석을 통해 재혼 패턴에서 성별 차이가 나타나는 사회적 혹은 문화적 맥락을 충분히 이해하는 데는 한계가 있기에 재혼과 관련된 행위자들의 생활세계와 문화적 맥락에 대한 이해를 높일 수 있는 질적 접근을 통해 보완될 필요가 있을 것이다.

우혜봉은 미국 텍사스오스틴대학교(Univ. of Texas at Austin)에서 통계학 석사와 사회학(인구학) 박사학위를 받았으며, 현재 국민연금연구원에 재직 중이다. 주요 관심분야는 인구학, 사회보장, 생애과정, 건강/장애, 계량방법론이다. (E-mail: ebongwoo@gmail.com)

참고문헌

- 김혜영, 변화순, 윤홍식(2008). 여성의 이혼과 빈곤: 직업과 소득 변화를 중심으로 가족과 문화, 20(2), pp.37-63.
- 김연옥(2012). 재혼가족의 가족경계모호성과 가족기능에 관한 연구. 한국사회복지학, 64(3), pp.183-202.
- 김효순(2006). 재혼가족의 양육태도 유형이 가족적응에 미치는 영향에 관한 연구. 한국가족복지학, 17, pp.57-87.
- 노혜진, 김교성(2008). 결혼해체를 경험한 여성가구주의 빈곤과 사회적 배제에 관한 중단 연구. 사회보장연구, 24(4), pp.167-196.
- 서문희(1993). 부인의 이혼과 재혼에 영향을 미치는 사회인구학적 및 결혼 관련 요인. 보건사회연구, 13(2), pp.1-19.
- 우해봉(2011). 한국인의 성별 및 교육수준별 이혼 패턴에 관한 연구. 사회복지정책, 38(4), pp.139-163.
- 윤홍식(2004). 결혼해체를 경험한 여성의 소득수준 및 빈곤실태와 공·사적소득이전의 역할. 한국사회복지학, 56(2), pp.5-27.
- 이현송(2008). 이혼의 경제적 충격의 추정. 가족과 문화, 20(1), pp.161-185.
- 임춘희(1994). 재혼가족연구의 시각과 연구성과에 관한 문헌고찰. 대한가정학회지, 32(2), pp.93-108.
- 장혜경, 민가영(2002). 재혼가족의 적응실태와 지원방안에 관한 연구. 서울: 한국여성개발원.
- 정현숙, 유계숙, 임춘희, 전춘애, 천혜정(2000). 재혼가족에 대한 실태 및 재혼생활의 질에 대한 연구. 대한가정학회지, 38(4), pp.1-19.
- 통계청(2012a). 2011 혼인·이혼 통계. 통계청.
- _____(2012b). 국가통계포털. <http://kosis.kr/>에서 2012.11.28 인출.
- Allison, P.(2002). *Missing Data*. Sage Publications.
- Bumpass, L. L., Sweet, J., Martin, T. C.(1990). Changing patterns of remarriage. *Journal of Marriage and the Family*, 52, pp.747-756.
- Cherlin, A. J.(1978). Remarriage as an incomplete institution. *American Journal*

- of Sociology*, 84, pp.634-650.
- Cherlin, A. J., Furstenberg, F. F.(1994). Stepfamilies in the United States: A reconsideration. *Annual Review of Sociology*, 20, pp.359-381.
- Coleman, M., Ganong, L., Fine, M.(2000). Reinvestigating remarriage: Another decade of progress. *Journal of Marriage and the Family*, 52, pp.1288-1307.
- de Graaf, P. M., Kalmijn, M.(2003). Alternative routes in the remarriage market: Competing-risk analyses of union formation after divorce. *Social Forces*, 81, pp.1459-1498.
- Dewilde, C., Uunk, W.(2008). Remarriage as a way to overcome the financial consequences of divorce: A test of the economic need hypothesis for european women. *European Sociological Review*, 24(3), pp.393-407.
- Koo, H., Suchindran, C. M., Griffith, J. D.(1984). The effects of children on divorce and remarriage: A multivariate analysis of life table probabilities. *Population Studies*, 38(3), pp.451-471.
- Mare, R. D.(1991). Five decades of educational assortative mating. *American Sociological Review*, 56(1), pp.15-32.
- Oppenheimer, V. K.(1988). A theory of marriage timing. *American Journal of Sociology*, 94(3), pp.563-591.
- Ozawa, M. N., Yoon, H.(2002). The economic benefits of remarriage: Gender and income class. *Journal of Divorce and Remarriage*, 36, pp.21-39.
- Schafer, J. L.(1997). *Analysis of Incomplete Multivariate Data*. Chapman & Hall/CRC.
- Schwartz, C. R., Mare, R. M.(2005). Trends in educational assortative marriage from 1940 to 2003. *Demography*, 42(4), pp.621-646.
- Shafer, K.(2009). *Gender Differences in Remarriage: Marriage Formation and Assortative Mating after Divorce*. Ph. D. Dissertation. Ohio State University.
- Shafer, K., Qian, Z.(2010). Marriage timing and educational assortative mating.

Journal of Comparative Family Studies, 41, pp.661-691.

- Smock, P. J.(1990). Remarriage patterns of black and white women: Reassessing the role of educational attainment. *Demography*, 27(3), pp.467-473.
- Smock, P. J., Manning, W. D., Gupta, S.(1999). The effect of marriage and divorce on women's economic well-being. *American Sociological Review*, 64(6), pp.794-812.
- Sweeney, M. M.(1997). Remarriage of women and men after divorce: The role of socioeconomic prospects. *Journal of Family Issues*, 18(5), pp.479-502.
- Vespa, J.(2012). Union formation in later life: Economic determinants of cohabitation and remarriage among older adults. *Demography*, 49(3), pp.1103-1125.
- Wu, Z., Schimmele, C. M.(2005). Repartnering after first union disruption. *Journal of Marriage and Family*, 67(1), pp.27-36.

Gender Differences in Remarriage Formation in Korea

Woo, Haebong

(National Pension Research Institute)

Using the Korean Labor and Income Panel Study(KLIPS), this study analyzes gender differences in remarriage formation after first marriage dissolution. First, overall, the data indicate that males are more likely than females to remarry after marital dissolution. However, the gender gap in remarriage hazards first increases and then decreases with time after first marriage dissolution. Second, higher education is associated with a higher likelihood of remarriage and the effect of educational attainment on remarriage remains consistent across both sexes. Third, more recent birth cohorts are less likely than earlier birth cohorts to remarry among males but females show the opposite pattern. In particular, contrary to earlier female birth cohorts, females born after 1960 are more likely to remarry than their male counterpart. Fourth, age at first marriage dissolution is negatively associated with remarriage. In particular, marital dissolution after age 50 significantly reduces the likelihood of remarriage. Fifth, with regard to the effect of types of marriage dissolution, widowhood significantly reduces the probability of remarriage among females, while for males, divorce has a greater impact on remarriage. Lastly, first marriage duration is positively associated with the likelihood of remarriage for males but females show the opposite pattern.

Keywords: Gender, Remarriage, Widowhood, Divorce, Survival Model