

혼인과 은퇴 고령 남성의 사망 간의 관계: 미국 은퇴자 종단 자료의 분석 결과*

이 성 용*

혼인과 사망에 관한 연구 대부분은 혼인상태에 있는 사람이 혼인상태에 있지 않은 사람보다 더 건강하게 오래 산다는 사실을 보여준다. 그 이유는 선별효과와 보호 효과로 설명된다. 선별 효과에 의하면, 건강한 사람이 쇠약한 사람보다 혼인할 가능성이 높다. 그 결과, 독신자 집단은 유배우자 집단에 비해 병약한 사람들이 전체 집단에서 차지하는 비율이 높아 더 높은 사망률을 보인다. 보호효과는 혼인이라는 유대를 통해 배우자들이 건강할 때나 아플 때나 서로의 건강을 염려해 주고 또 경제적 그리고 정신적 문제로 인한 스트레스와 스트레스에 관련된 병을 감소시켜, 혼인상태에 있는 사람들의 사망률을 혼인 상태에 있지 않은 사람들의 사망률보다 낮춰 준다는 것이다.

이 연구에서, 우리는 혼인상태의 은퇴 고령 남성이 독신상태의 은퇴 고령 남성과 유의미한 사망률 차이를 보이지 않지만, 이혼하거나 별거하거나 혹은 배우자가 사망한 상태의 은퇴 고령 남성보다는 낮은 사망률을 보인다는 사실을 발견했다. 비록 선별효과를 입증해 보여주지는 못했지만, 혼인을 통한 재정적 복지가 은퇴 고령 남성의 사망에 영향을 미치는 경험적 증거는 발견하였다. 중간 소득과 저소득 사이의 은퇴 고령 남성에서 나타나는 사망률 차이는 그들 건강상태의 차이로 나타난다. 중간소득의 은퇴고령 남성이 저소득의 은퇴 고령 남성보다 약간 더 많은 재정적 복지를 통해 보다 나은 건강상태를 유지하고 그 결과 약간 더 낮은 사망률을 보인다. 반면 고소득의 은퇴한 고령남성에게는 혼인의 재정적 복지뿐 아니라 그들의 소득도 그들의 건강 증진 및 사망률 저하에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 동일한 건강상태일지라도, 고소득의 은퇴 고령남성은 타 집단의 고령 남성보다 사망할 가능성이 낮았다.

핵심 단어: 혼인, 사망, 건강, 보호 효과, 선별 효과

I. 머리말

혼인 상태에 있는 사람이 독신 상태에 있는 사람보다 낮은 사망률을 보이는 경험적 연구들은 백년 이상의 전통을 가지고 있다(Farr, 1858). 혼인이 사망률

* 이 논문은 2004년도 강남대학교 교내연구비의 지원을 받았음.

* 강남대학교 교양학부 교수

저하에 주는 긍정적인 혜택은 선진국과 개발도상국 모두에서 발견되며(Berkson, 1962; Goldman and Hu, 1993; Hu and Goldman, 1990; Kisker and Goldman, 1987; Livi-Bacci, 1984; Rahman, 1993; Zick and Smith, 1991), 그 혜택은 성별에 상관없이 발견되지만 일반적으로 여자보다 남자에게 더 큰 것으로 나타난다(Gove, 1973; Hu and Goldman, 1990; Joung et. al., 1995; Lillard and Waite, 1995; Trovate and Lauris, 1989; Umberson, 1992; Wu and Hart, 2002).

우리나라도 1970년부터 2000년 사이 약 30년간 독신자의 사망수준이 유배우자의 사망수준보다 훨씬 높은 것으로 나타났다(김태현, 2002; 윤덕중·김태현, 1989). 또 어떤 한 연구(천성수, 1999)는 유배우자의 평균수명이 남녀 모두에서 독신자의 평균수명보다 약 9년이 길다는 사실을 밝히고 있다. 그렇지만 유배우집단과 독신 집단 간의 사망률 차이는 과거에 비해 오늘날 모든 연령계층과 남녀 모두에서 점점 줄어들고 있다(김태현, 2002).¹⁾

일반적으로 병약하거나 허약한 사람은 건강한 사람보다 배우자를 선택하거나 배우자로 선택될 확률이 낮아 혼인 시장에서 배제될 가능성이 높다. 따라서 독신자 집단은 유배우자 집단보다 건강에 이상이 있는 사람들이 많이 포함될 가능성이 많아 높은 사망률을 나타내기 쉽다. 또한 혼인을 하면 유배우자들은 상대방으로부터 물질적 그리고 정신적 보호를 받아 건강을 유지시켜 독신자보다 사망할 가능성이 낮아지기 쉽다.

유배우자 집단과 독신자 집단의 사망률 차이를 분석한 경험적 연구들의 대부분은 사망진단서나 인구총조사와 같은 횡단(cross-sectional) 자료에 근거해 해석하여 왔다. 우리나라의 연구(김태현, 2002; 윤덕중·김태현, 1989; 천성수, 1999)에서도 마찬가지로 횡단 자료에 기초하여 유배우자 집단과 독신자 집단의 사망률 차이를 밝히고 있다. 그러나 횡단자료를 이용한 연구는 사망 당시의 혼인 상태와 사망 간의 관계를 분석할 뿐, 혼인 상태의 변동이 사망에 미치는 영향은 분석에서 고려하지 못하는 치명적인 약점을 지닌다. 따라서 혼인과 사망 간

1) 흥미로운 것은 1970년대에는 독신자의 사망 대 유배우자의 사망 비율이 모든 연령층에서 남성보다 여성에서 확실히 높았지만, 2000년대에 들어서는 그 비율이 역전되었다는 사실이다. 이런 현상은 1970년대에는 서구의 연구 결과와는 반대로 혼인이 사망에 미치는 영향이 남성보다 여성에게 보다 커졌지만, 2000년대에 들어서는 서구의 연구 결과와 동일한 방향으로 진행되고 있음을 의미한다. 또한 이것은 혼인이 사망에 주는 혜택이 여성보다 남성에게 더 크다는 서구의 연구 결과가 우리나라에서는 타당하지 않을 수 있다는 사실과 더불어, 혼인이 사망률에 미치는 영향이 시대의 흐름에 따라 바뀔 수 있다는 사실을 암시한다. 어째든, 이러한 결과로부터 우리는 혼인이 사망률 저하에 긍정적인 영향을 미친다는 사실이 일반적으로 받아들여지고 있지만 그 정도가 시대의 흐름이나 문화(혹은 장소)에 따라 달라질 수 있다는 사실을 인식할 필요성이 있다.

의 관계를 연구할 때는 혼인 상태의 변동을 통계 분석에서 고려할 수 있는 종단 연구 자료를 사용하는 것이 바람직하다. 불행히도 우리나라에는 혼인 상태의 변동과 사망률을 함께 분석에서 고려할 수 종단 자료가 부재하다. 그래서 이 연구는 부득이 외국의 종단 자료(미국의 은퇴노동자 자료)를 이용하여 혼인이 사망에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

II. 이론적 배경

혼인한 사람이 혼인하지 않은 사람보다 오래 산다는 사실은 혼인의 두 가지 효과로 설명되어 왔다. 하나는 선별 효과(selection effect)로, 혼인 자체가 선별 과정이라는 것이다. 건강한 사람이 병약한 사람보다 혼인할 가능성이 높고, 또 배우자와 사별하거나 이혼한 경우에도 건강한 사람이 병약한 사람보다 재혼할 가능성이 더 높아, 혼인 상태에 있는 사람이 그렇지 않은 사람보다 사망률이 낮게 나타난다. 혼인 선별과정은 두 가지 선별 과정, 즉 일시적(temporary) 선별과 영구적(permanent) 선별 과정을 통해 이루어진다(Livi-Bacci, 1984).

오늘날 우리는 젊은이들이 혼인 전 건강진단서를 교환하여 서로의 건강 상태를 점검한 후 혼인으로 진행하는 경향을 자주 목격한다. 그 결과 에이즈나 암과 같은 심각한 질병을 앓거나 조짐이 보이는 사람은 혼인이 중지되거나 연기되기 쉽다. 또 혹시 생명을 잃거나 심각한 상해를 당할지 모르는 군생활의 입대 전보다 군 제대 이후로 젊은이들이 혼인을 일시 연기하는 경향과, 소방관과 같이 생명의 위험을 감수하는 직종의 젊은 남성과의 결혼을 주저하는 젊은 여성이나 그런 결혼을 만류하는 부모도 종종 볼 수 있다. 이러한 일시적 선별과정은 젊은 세대-특히 혼인 적령기 바로 직후의 연령-에서 유배우자에 비해 독신자가 보여주는 높은 사망률을 설명한다. 따라서 일시적 선별은 젊은 연령층에서의 유배우자와 독신자 간의 사망률 차이를 설명하는데 보다 적합하다. 하지만 일시적 선별 효과는 35세 이후 유배우자와 독신자 간의 사망률 차이는 잘 설명하지 못하는데, 그것은 35세 이후의 사람들은 비교적 결혼기간이 오래되었을 뿐 아니라 일시적 선별의 영향에서 실질적으로 벗어나 있기 때문이다.

특히 중년이후, 유배우자와 독신자 사이의 사망률 차이는 일시적 선별보다 영구적 선별에 의해 설명된다. 연령이 증가될수록, 건강에 이상이 없는 사람들이 독신으로 남을 가능성은 감소되고, 그 결과 독신자 집단에서 병약하거나 허약한

사람들이 구성하는 비율이 점차 높아진다. 따라서 결혼적령기인 20대나 30대 초반보다 30대 후반이나 40대 이상에서 유배우자와 독신자 간의 사망률 차이가 더 크다. 우리나라 유배우자와 독신자 간의 사망률 차이를 볼 때, 성별 그리고 시대의 흐름에 상관없이 25-34세보다 35세 이후—35-44세, 45-54세, 55-64세—에서 더 큰 차이를 나타내는 것을 볼 수 있다(김태현, 2002: 134). 그러나 유배우자와 독신자 간의 사망률 차이는 최근으로 올수록 줄어들고 있다. 이를테면, 우리나라 남자의 경우 25-34세, 35-44세, 45-54세, 그리고 55-64세의 독신자와 유배우자 사망률 비는 1970년에 2.9배, 16.5배, 19.4배, 그리고 18.3배였던 것이 2000년에는 1.88배, 4.39배, 4.94배, 그리고 3.96배로 모든 연령에서 줄어들었다. 이런 사실은 혼인의 선별 효과가 사망에 미치는 영향이 시대에 따라 바뀔 수 있다는 사실을 의미하는 것으로 간주할 수 있다.

실제로, 선별 효과의 강도는 문화 혹은 나라에 따라 차이가 난다. 이를테면, 일본은 다른 서구 국가에 비해 혼인의 선별효과에 의한 사망률 차이가 크게 나타난다(Hu and Goldman, 1990). 과거 일본 사람들은 대개 연애결혼(love marriage)보다 정혼(arranged marriage)이나 중매를 통해 혼인을 했고 또 혼인은 당연히 해야 하는 보편적인 사회적 행위였기 때문에 독신 비율이 매우 낮았다. 이러한 혼인 체제에서는, 개인이 자신의 배우자를 선택하여 결정하고 또 결혼에 대한 압력이 비교적 약한 서구 사회에 비해, 병약한 사람이 혼인을 하지 못할 가능성이 더 높고²⁾, 그 결과 혼인의 선별효과가 사망에 미치는 영향이 더 크다(Goldman and Hu 1993). 요컨대, 전체 인구 중 독신자들이 차지하는 비율이 낮을수록, 독신자의 사망률이 유배우자의 사망률보다 높을 가능성이 크다고 할 수 있다. 역으로 만일 독신자들이 전체인구 중에서 차지하는 비율이 상당히 높으면 독신자와 유배우자 간의 사망률 차이는 미미해 지거나 무의미해 질 가능성이 있다.

게다가, 이러한 선별효과와는 반대되는 ‘역선별 효과(adverse effect)’도 존재 할 수 있다(Lillard and Panis, 1996). 혼인의 보호 효과는 건강한 사람보다 병약하거나 허약한 사람들에게 더 혼인을 원하게 할 수 있다. 특히 중년이후, 건강한 사람보다 허약한 사람이 혼인생활을 더 유지하려고 애쓰거나 혹은 재혼을 더 빨리 추진하려는 경향이 있을 수 있다. 이러한 역선별 효과가 50대 이후의 이혼 남성에게 지배적으로 일어난다(Lillard and Panis, 1996). 따라서 50대 이후의 사

2) 혼인이 보편적인 사회적 행위이면서 혼인이 주로 정혼을 통해 이루어지는 사회에서는, 장애가 있는 사람은 장애가 있는 사람과 혼인하도록 강요되기 쉽다(Hendry 1981). 반면 서구사회에서는 장애가 있는 다른 사람과 혼인을 강요당하기보다는 독신으로 남기 쉽다. (Brown and Giesy 1986).

망에는, 사망에 부정적인 영향을 미치는 영구적 선별효과 못지않게 긍정적인 영향을 미치는 역선별효과가 동시에 존재할 수 있다.

다른 하나는 보호 효과이다. 혼인 상태에 있는 사람들은 그렇지 않은 상태에 있는 사람들에 비해, 가족이란 제도적 연결망을 통해 스트레스와 스트레스에 관련된 병들을 감소시킬 수 있고(Kobrin and Hendershot, 1977; Pearlin and Johnson, 1977), 또 병에 걸리거나 몸이 허약할 때 상대방 배우자의 돌봄을 통해 이환력을 감소시키거나 병에서 빨리 회복할 가능성이 높고, 또 과음, 음주 운전, 약물남용과 같은 위험한 일이나 건강에 나쁜 영향을 미치는 행위를 자제하기 쉽다. 수많은 연구들이 혼인하지 않은 사람보다 혼인한 사람이 보다 나은 정신적 • 육체적 건강상태를 유지하고(정신적 건강은 Glenn and Weaver, 1988; Gove, Style and Hughes, 1990; Kim and McKenrt, 2002, 육체적 건강은 Waite, 1995; Waite and Gallagher, 2000; Waldron, Hughes and Brooks, 1996; Wu and Hart, 2002) 그 결과 낮은 사망률(Kisher and Goldman, 1987; Lillard and Waite, 1996; Livi-Bacci, 1984; Murry, 2000)을 보인다는 사실은 보여주고 있다.

선별효과와 보호효과는 매우 긴밀히 연관되어 있다. 즉 쇠약하거나 병약한 사람보다는 건강한 사람이 혼인 시장에 진입할 가능성이 높고 또 그런 건강한 사람은 배우자로부터 건강한 생활을 하도록 보호받아 사망률이 혼인상태에 있지 않은 사람보다 낮아진다는 것이다. 하지만 이러한 설명은 개인의 이해관계를 극 대화하려고 노력할 뿐 배우자나 가족 성원간의 사랑이나 감정 혹은 희생은 전혀 고려하지 않는 극단적인 개인주의의 이기적인 인간상에서 배우자 선택 및 관계를 설명하고 있다. 배우자 관계는, 아무리 개인주의적 사회라고 할지라도, 상대방에 대한 감정(이를테면 사랑 혹은 정)에 상관없이 개인의 이해관계에만 근거 해서 형성되지는 않는다. 간혹 우리는 높은 교육 수준을 받은 사람이 정신지체자나 장애인과 결혼하는 것을 볼 수 있고, 배우자가 사고를 당해 식물인간이 될 지라도 이혼을 하지 않고 그(또는 그녀)가 회복하거나 사망할 때까지 돌보는 사람도 간혹 본다.

혼인은 유배우자의 사망 저하에 긍정적 영향뿐 아니라 부정적 영향도 미칠 수 있다. 보호 효과의 관점에서 볼 때 혼인 상태의 여부보다 혼인 생활의 질이 더 유배우자의 사망에 영향을 더 큰 영향을 끼친다. 혼자는 혼인 그 자체가 혼인의 질과는 상관없이 정신적 물질적 복지에 기여를 한다고 주장한다(Acock and Demo, 1994; Glenn and Weaver, 1988). 그러나 많은 경험적 연구들이 불행한 혼인 생활은 득이 아니라 해가 될 수 있다는 사실을 보여준다(Goves, 1973;

Kim and McKenry, 2002; Ren, 1997). 이를테면, 폭력을 행사하는 배우자와의 혼인 생활보다는 결별이 때로는 긍정적인 영향을 줄 수 있고(Johnson and Ferrando, 2000), 배우자가 아프면 그로 인해 정신적 육체적 건강이 훼손될 수 있다(Wickraman, Loentz and Conger, 1997). 최근의 한 연구에 의하면, 남편과 심한 불화를 겪고 있는 기혼 여성의 독신여성보다 심장마비로 사망할 확률이 네 배나 높고, 아내와 정서가 맞지 않은 기혼남성도 독신남성보다 사망할 확률이 두 배나 높았다(중앙일보, 2005년 3월 7일). 요컨대 혼인의 여부보다는 혼인에서 얻는 긍정적인 혜택으로 인해 혼인상태에 있는 사람은 그렇지 않은 사람들에 비해 보다 나은 건강을 유지할 수 있고 또 사망률도 감소될 것이다.

사망에 영향을 미치는 혼인의 보호 효과 중 중요한 것의 하나는 혼인을 통해 확대된 재정적 자원이다. 결혼을 통해 증가된 재정적 복지는 상대방 배우자에게 좀 더 나은 건강 조치, 영양, 주택을 제공하고, 또 경제적이거나 재정적인 문제로부터 발생하는 스트레스를 덜 받고 안정된 생활을 하게 만든다. 소득뿐 아니라 배우자의 재산도 혼인한 사람의 사망률을 감소시키는데 기여를 한다. 물론 재정적 복지보다는 가족 성원간의 정이나 유대와 같은 감정적 요소가 중요하지 않다는 것은 아니다. 오히려 더 중요할 수 있다. 그러나 그러한 요소들은 정확한 측정이 어려울 뿐 아니라 결혼 생활 중 수시로 바뀔 수 있고, 또 자료를 획득하는데 어려움이 있다.

그러나 재정적 자원 효과가 성과 연령에 상관없이 모든 사람의 사망률 저하에 동일하게 영향을 미치는 것은 아니다. 예를 들어, 리라드와 와이트(Lillard and Waite, 1995)의 연구는 혼인을 통해 증가된 재정적 자원이 여성의 사망에는 혜택을 주었지만 남성의 사망에는 영향을 주지 않았다는 분석 결과를 제시한다. 일반적으로 여성의 소득이 남성의 소득보다 적기 때문에, 혼인을 통한 재정적 복지가 여성에게 건강상태를 양호하게 만들 수 있는 기회를 부여하여 사망률 감소에 기여를 한다는 것이다. 그런데 흥미롭게도, 다른 연구는 그런 재정적 복지가 모든 여성에게 사망을 감소시키는 혜택을 부여하지 않는다는 경험적 증거를 제시하였다(Waldron, Hughes and Brooks, 1996). 실업상태에 있는 여성에게는 재정적 복지가 사망률 감소에 기여를 했지만, 일자리가 있고 소득이 높은 여성에게는 도움이 되지 않았다.

이러한 결과는 혼인의 재정적 보호효과가 경제적으로 여유가 있는 사람보다 경제적으로 궁핍한 사람들에게 건강 증진과 사망률 감소에 더 긍정적인 영향을 발휘하기 쉽다는 것으로 확대 해석될 수 있다. 따라서 자신의 연구결과를 연령이나 생애주기에 상관없이 모든 남성과 여성에게 적용하여 주장한 리라드와 와

이트의 연구결과는 타당하지 않을 수 있다. 남성일지라도 배우자로부터 재정적 도움이 필요한 입장에 있다면, 혼인의 재정적 자원이 그 사람의 건강과 사망에 보호효과를 발휘할 수 있다. 게다가 55세 이상의 남성의 경우 혼인을 통한 재정적 자원이 건강상태를 증진시키는데 도움을 준다는 연구 결과도 있다(Wyke and Ford, 1992). 그러므로 본 연구는 50대 후반의 고령 남성 은퇴자 역시 혼인의 재정적 복지는 사망률 저하에 긍정적 영향을 미칠 것으로 간주된다.

그러나 혼인의 재정적 복지는 유배우자의 건강을 증진시키는데 있어 소득 수준에 따라 차별적인 영향을 미칠 수 있다. 중간 소득의 계층이나 고소득 계층의 은퇴 고령 남성들은 저소득 계층의 은퇴 고령 남성보다 혼인의 재정적 복지 자금을 건강에 투자할 가능성이 높아, 보다 좋은 건강상태를 유지하기 쉽고 낮은 사망률을 나타낼 수 있다. 하지만 건강상태가 동일하다면, 소득 계층 간의 사망률 차이는 달라질 수 있다. 이를테면 저소득 계층의 은퇴 고령 남성이 중간 계층의 은퇴 남성과는 유의미한 사망률 차이를 보이지 않을 수 있는 반면, 고소득 계층의 은퇴 남성과는 유의미한 사망률 차이를 보일 수 있다.

결론적으로 말해, 이 연구는 다음의 세 가지를 분석하고자 한다. 첫째, 유배우자와 독신자 사이의 사망률 차이를 분석함으로써 50대 후반 이후의 은퇴 고령 남성들에게 혼인의 선별효과가 그들의 사망률에 영향을 미치는지를 살펴보겠다. 둘째, 혼인의 재정적 보호 효과가 은퇴 고령 남성의 사망에 영향을 미치는지를 고찰하겠다. 마지막으로, 건강 상태와 소득 수준에 따라 혼인의 재정적 복지 효과가 은퇴 고령 남성의 사망에 차별적으로 영향을 미치는지를 분석하겠다.

III. 자료

혼인과 사망률 사이의 관계는 주로 센서스나 사망증명서와 같은 횡단 자료(cross sectional data) 자료에 근거하여 분석되어 왔다. 우리나라의 연구도 센서스와 사망동태 자료에 기초하여 혼인이 사망에 미치는 영향을 분석하였다(김태현, 2002; 윤덕중·김태현, 1989; 천성수, 1999). 이와 같은 횡단 자료는 사망 당시의 혼인 상태에 관한 정보는 포함하고 있지만, 혼인 상태의 변동에 관한 정보는 이를테면 혼인에서 이혼으로, 또 이혼에서 재혼으로의 전이에 관한 정보는 포함되어 있지 않다. 따라서 횡단자료에 기초한 연구는 사망 당시의 혼인 상태와 사망 간의 관계를 분석할 수밖에 없다. 그러나 혼인과 사망 간의 관계를 분석

할 때, 우리는 혼인 상태뿐 아니라 혼인 상태의 변동도 사망률에 영향을 미칠 수 있음을 인식해야 한다. 배우자와 사별했지만 재혼하지 않은 남성은 독신자나 사별했지만 재혼한 남성보다 더 높은 사망률을 보일 수 있다(Helsing, Szklo, and Comstock, 1981). 이와 같이 혼인 상태 자체뿐 아니라 혼인 상태의 변동도 사망에 영향을 미칠 수 있음에도 불구하고, 횡단 자료 연구들은 혼인 상태의 변동을 고려할 수 없는 한계점을 지닌다. 따라서 혼인과 사망 간의 관계를 분석하는 연구에서는 혼인 상태의 변동에 대한 정보를 제공하는 종단 자료(longitudinal data)와 혼인 상태의 변동을 고려할 수 있는 통계모형을 사용하는 것이 바람직하다. 더불어 이 연구에서 혼인의 재정적 복지를 의미하는 소득 역시 변하는 변수 이므로, 소득의 변동에 관한 정보를 제공하는 종단자료와 혼인 상태의 변동과 더불어 소득의 변동도 고려할 수 있는 통계 모형을 사용해야 한다.

그러나 혼인과 사망 사이의 관계를 경험적으로 타당하게 분석할 수 있는 종단 자료를 구하는 일은 쉽지 않다. 최소한 연구자가 아는 바로는, 우리나라에는 그런 종단 자료가 없다. 따라서 이 연구는 미국의 은퇴자 종단 설문조사 (Retirement History Longitudinal Survey) 자료를 사용하였다. 이 자료는 첫 조사 당시 연령이 58세부터 63세인 은퇴 노동자들에 대한 혼인상태와 소득, 그리고 건강상태에 관한 정보를 1969년부터 1979년 까지에 걸쳐 수집했다. 그리고 그 사이에 사망한 사람들은 무응답으로 분류했다. 따라서 이 자료는 조사 기간 동안 발생한 은퇴 노동자들의 사망 및 생존에 대한 정보 뿐 아니라, 그들의 혼인 상태 및 혼인 상태의 변동, 건강 상태 및 건강 상태의 변동 그리고 소득 수준 및 소득 수준의 변동에 관한 정보를 제공해 주기 때문에, 혼인과 은퇴 고령자 사망사이의 관계를 분석하는데 적합하다.

최초의 1969년 표본에는 1905부터 1911년 사이에 태어난 11,153명의 남녀 혼인여부에 상관없이-가 포함되었다. 사용된 표본 추출방법은 미국 센서스당국의 현재 인구조사(Current Population Survey, CPS)에서 사용된 충화된 무작위 집락 표집(stratified random cluster sampling)방법이다. 1969년 이후의 설문조사들에서는 1969년의 원 응답자들과 그들의 배우자들을 면접하였다. 1971년 설문조사는 245명의 생존 배우자를 포함한 10,169명을 면접하였다. 1973년에는 9,434명의 응답자들-배우자가 포함되지 않았음-을, 1975에는 727명의 생존 배우자를 포함한 8,716명의 응답자들을, 1977년에는 914명의 생존 배우자를 포함한 7,993명의 응답자들을. 그리고 1979년에는 7,352명의 응답들을 면접하였다. 대부분의 종단 자료가 그렇듯이, 이 자료 역시 응답자들의 정보 중 많은 부분이 중간에 상실되었다. 따라서 1969년 시작시점에서부터 끝 시점-사망시점 또는 1979

년 조사 종료시점-까지 완벽한 정보를 제공하지 못한 3,968명의 응답자들과 중간에 사라진 699명의 응답자들을 분석에서 우선적으로 제외시켰다. 그리고 여성 응답자 2836명을 제외시킨 결과, 이 연구에서 분석된 최종 표본의 수는 3681명으로 되었다. 그 중 924명은 조사기간 동안 사망한 사람들이다.

IV. 통계 모형

횡단 자료에 근거한 혼인과 사망 사이의 관계를 분석한 기존의 많은 연구들은, 앞에서 언급한 혼인상태와 소득 수준의 변동은 물론, 사망률이 연령에 의존한다는 사실조차 간과하고 있다. 만일 연령과 사망률 사이의 관계가 거의 독립적이라면 사망의 연령 의존성은 문제가 되지 않는다. 그러나 우리는 연령과 사망률이 상당히 밀접한 관계를 가진다는 사실을 부정하기 어렵다. 40세 이후의 사망률은 연령이 증가하면서 증가된다. 게다가 혼인이 사망률에 미치는 영향을 종단 연구가 아닌 횡단 연구에 기초하여 분석한다면 차별적 소멸로 인한 어긋남(bias)이 일어날 가능성이 있다. 이를테면, 건강에 이상이 있는 사람은 혼인 초기에 사망하거나 이혼 또는 별거할 가능성이 높다면, 오랜 혼인 생활을 한 사람은 비교적 사망률이 낮은 건강한 사람들로 구성될 가능성이 높다(Vaupel and Yashin, 1985). 그러므로 혼인 상태에 따른 사망률 차이를 분석할 때는 이러한 연령 의존성과 차별적 소멸을 고려할 수 있는 통계 모형이 사용될 필요가 있다. 따라서 사건사 분석(event history analysis) 모형이 통계기법으로 이 연구에서 사용되었다. 모수형(parametric) 사건사 분석 모형 중 곱페즈(Gompertz)모형이 사용되었는데, 왜냐하면 사망률이 기간이 지나감에 따라 계속 증가하기 때문이다.

본 모형에 포함된 독립변수들은 1969년 당시 연령, 혼인상태, 건강상태, 소득, 교육수준, 인종 등이며, 혼인상태, 소득 수준 그리고 건강상태는 시간의 흐름에 따라 값이 변하는 시간의존 변수이다. <표 1>은 이 연구의 통계분석 모형에 포함된 독립변수들의 빈도에 대한 정보를 포함하고 있다.

혼인상태. 혼인상태는 5개의 범주, 즉 혼인, 이혼, 사별, 별거, 독신 등으로 구분하였다. 일반적으로 이론과 경험적 연구들은 혼인상태에 있지 않은 사람들이 혼인상태에 있는 사람보다 높은 사망률을 보여준다는 사실에 분석의 초점을 맞추어 왔으므로, 이 연구 역시 혼인한 집단을 준거집단으로 삼아 독신자 집단 및

사별, 별거 혹은 이혼 집단이 혼인 집단보다 높은 사망률을 보이는지를 분석하겠다. 1969년 첫 조사 당시, 혼인상태에 있는 사람이 전체 집단의 86%를, 배우자를 사별한 사람이 4%, 이혼한 사람이 3%, 별거중인 사람이 2%, 전혀 혼인 경험이 없는 사람이 5%를 차지하고 있다.

〈표 1〉 독립변수들의 각 범주와 그 빈도 분포

변수와 그 범주들		빈도
혼인상태	혼인	3,162(86%)
	사별	165(4%)
	이혼	976(3%)
	별거	58(2%)
	독신	199(5%)
건강	건강	2,915(79%)
	쇠약	766(21%)
연령	58세	710(19%)
	59세	599(16%)
	60세	614(17%)
	61세	624(17%)
	62세	603(16%)
	63세	531(14%)
인종	백인	3,475(94%)
	비백인	206(6%)
소득	\$4,592 이하	937(25%)
	\$4600-\$7123	927(25%)
	\$7128-\$10048	912(25%)
	\$10050이상	905(25%)
교육수준	8년 이하	1,376(37%)
	10-12년	1,658(45%)
	13년 이상	647(18%)

건강상태. 건강상태는 몸에 이상이 있는지 없는지를 나타낸다. 병원 진단 결과 몸에 이상이 있는 사람들을 준거집단으로 삼아, 건강에 이상이 있는 사람들과 사망률 차이를 분석 비교하겠다. 건강검진 결과 못지않게 건강에 대한 인식이 사망에 많은 영향을 미친다는 연구 결과도 있지만(Idler and Kasl, 1991; Lillard, Lee and Panis, 1996), 의사의 건강진단은 그런 개인의 인식보다 개인의 건강상태를 더 객관적으로 나타내는 지표로 간주된다.

연령. 여기서 연령은 분석에 포함된 출발시점, 즉 1969년 조사당시의 연령을 의미한다. 최초 연령의 집단은 6개 범주로 구분되며, 전체 표본에서 58세가 16%를, 59세는 16%, 60세는 17%, 61세는 17%, 62세는 16%, 그리고 63세는 14%

를 구성하고 있다. 연령과 사망사이에는 밀접한 관계가 있으므로, 통계 모형에서 연령 변수를 통제할 필요가 있다.

소득. 이 변수는 혼인의 보호 효과, 그 가운데 특히 혼인의 재정적 복지를 측정하기 위한 것이다. <표 1>에 제시된 소득은 1969년 당시 연봉이며, 각 범주의 집단은 전체 집단을 사등분하여 네 집단으로 구분하여 구성하였다. 가장 소득이 낮은 집단의 연봉은 \$4592이하이며, 두 번째로 낮은 집단의 연봉은 \$4,600에서 \$7123, 세 번째로 낮은 집단의 연봉은 \$7128-\$10048이고, 가장 연봉이 높은 집단은 연봉이 \$10,050이상인 사람들이다. 각 집단은 전체 집단에서 각기 약 25%를 차지하고 있다. 매 조사마다 이런 방식으로 전체 집단을 네 집단 구분함으로써, 조사 기간 10년 동안의 소득 변동을 측정하였다.

교육수준. 교육 수준은 각 응답자의 수학 년도로 정의되었고, 세 집단으로 나뉘어졌다. 가장 낮은 교육수준의 집단은 8년 이하의 수학 년도를 가진 집단으로 전체 집단의 37%를 차지한다. 이 집단을 준거집단으로 삼았다. 중간 교육수준의 집단, 즉 수학 년도가 9년 이상 12년 이하인 사람은 전체 표본에서 45%를 차지하였고, 가장 높은 교육 수준의 집단은 18%를 차지하였다.

인종. 인종별에 따라 사망률이 다르다는 것이 많은 경험적 연구에서 나타나고 있다. 이 연구에서는 백인과 비백인으로 구분하였다. 전체 표본에서 인종 구성비를 볼 때, 대부분이 거의 백인이며 비백인은 겨우 6%에 불과하였다.

V. 분석결과

<표 2>는 이 연구에 포함된 독립변수들의 각 범주별로 분석한 조사망률(crude death rates)들을 나타낸다.

〈표 2〉 독립변수들 각 범주에서의 조사망률

독립변수들과 그 범주들	총수	사망자수	조사망률
혼인상태	혼인	3162	775
	사별	165	52
	이혼	97	32
	별거	58	19
	독신	199	46
건강	건강	2,915	605
	쇠약	766	319
연령	58세	710	142
	59세	599	126
	60세	614	142
	61세	624	190
	62세	603	150
	63세	531	174
인종	백인	3,475	871
	비백인	206	53
소득	\$4,592 이하	937	311
	\$4600~\$7123	927	234
	\$7128~\$10048	912	214
	\$10050이상	905	165
교육수준	8년 이하	1,376	354
	10-12년	1,658	414
	13년 이상	647	156

먼저 혼인상태를 살펴보자. 혼인상태의 은퇴 고령 남성이 오히려 혼인인 은퇴 고령 남성이 약간 높은 사망률을 보이지만 커다란 차이는 아니다. 반면 혼인 상태에 있거나 혼인 상태에 있는 은퇴 고령 남성은 이혼, 사별 또는 별거 상태에 있는 은퇴 고령 남성보다 상당히 낮은 사망률을 보인다. 건강상태를 보면, 병원 진단 결과 건강에 이상이 있는 사람이 건강에 이상에 없는 사람보다 거의 두 배나 높은 사망률을 보인다. 일반적으로 연령이 올라가면 사망률이 증가하는 것으로 가정된다. 그런데 <표 2>에 분석된 연령별 조사망률 분포는 40세 이후 사망

률은 거의 변함없이(monotonously) 증가한다는 가정에 위반된다. 연령집단 비교를 볼 때, 58세에서 60세까지 사망률은 약간씩 증가하고 있다. 그러나 61세의 집단과 63세의 집단은 60세 이하의 연령 집단들에 비해 상당히 높은 사망률을 보인다. 그런데 문제의 연령집단은 62세 집단으로 63세 집단은 물론 61세 집단 보다 상당히 낮은 사망률을 보이면서 60세 이하의 연령 집단들보다는 약간 높은 사망률을 보여 주고 있다. 소득 수준을 볼 때, 소득이 가장 낮은 집단이 다른 소득 집단들에 비해 확실히 높은 사망률을 보인다. 하지만 중간의 두 소득 집단은 그 집단 보다 약간 낮은 사망률을 거의 비슷한 수준에서 보는 반면, 가장 높은 소득집단은 다른 집단들에 비해 월등히 낮은 사망률을 보여주고 있다. 교육수준을 보면, 소득과는 달리 교육수준과 사망률은 별 상관이 없어 보인다. 교육수준과 비슷하게, 인종 변수 역시 백인과 비백인간의 사망률 차이가 미미하였다.

<표 3>의 모형 1은 연령변수만을 통제한 상태에서 혼인 상태와 사망률 사이의 관계를 분석한 것이다. 사망률은 연령에 상당히 민감하게 반응하기 때문에, 만약 연령변수를 통제하지 않은 상태에서 혼인과 사망률간의 관계를 분석한다면, 어긋난 추정치를 얻을 가능성이 있다. <표 2>의 결과에서 예상되었듯이, 혼인 상태의 은퇴 고령 남성들은 독신상태의 은퇴 고령 남성과 유의미한 사망률 차이를 보이지 않았다. 혼인의 선별효과는 이 연구에서 입증되지 않았다. 이러한 분석 결과에 의하면, 50대 이후의 은퇴 고령 남성에게 있어 혼인의 영구적 선별 효과는 혼인 상태에 있는 사람과 독신 상태에 있는 사람의 사망률 차이에 그다지 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 해석될 수 있다. 그렇지 않고, 그래도 영구적 선별 효과가 존재한다고 가정한다면, 그 효과가 역선별 효과에 의해 상당부분 상쇄되고 있다는 것으로 이 분석 결과를 해석할 수 있다. 리라드와 페니스(Lillard and Panis, 1996)의 연구는 50대 후반에 혼인의 역선별 효과, 즉 몸이 쇠약하거나 재정적 도움이 필요로 하는 남성이 그렇지 않은 사람들보다 혼인 관계를 계속 유지하려 애쓰고, 또 이혼이나 사별한 경우에도 더 빨리 재혼을 하려는 경향이 있음을 밝히고 있다. 따라서 모형 1의 분석 결과는 은퇴고령 남성에게 있어 혼인의 선별 효과가 존재하지 않거나, 만일 있다면 그 효과가 역선별 효과에 의해 상당부분 상쇄되고 있는 것으로 해석된다.

반면 혼인이나 독신상태에 있는 은퇴 고령 남성들은 사별하거나 이혼하거나 별거중인 은퇴 고령 남성들보다 낮은 사망률을 보여준다. 이러한 사실은 불행한 혼인 생활이 독신 생활보다 사망률을 높이는데 기여할 수 있다는 기존 연구의 결과(Helsing et al, 1981; Zick and Smith, 1991; 중앙일보 2005년 3월 7일)를

〈표 3〉 혼인과 사망률 간의 관계에 대한 골페즈 모형 분석결과

	모형 1	모형 2	모형 3
상수	-4.55***	-4.31***	-3.90***
기간	0.13***	0.13***	0.14***
혼인			
사별	0.24**	0.17	0.11
혼인상태	이혼	0.35**	0.23
별거	0.33*	0.19	0.19
독신	-0.07	-0.22	-0.24
58세			
59세	0.05	0.05	0.06
연령	60세	0.16	0.14
61세	0.49***	0.45***	0.43***
62세	0.21**	0.20*	0.18*
63세	0.58***	0.53***	0.51***
인종	비백인		
백인		0.12	0.11
소득	\$4,592 이하		
\$4600-\$7123		-0.31***	-0.11
\$7128-\$10048		-0.37***	-0.13
\$10050이상		-0.67***	-0.43***
8년 이하			
교육수준	10-12년	-0.03	-0.03
13년 이상		-0.03	-0.02
건강			
쇠약			0.77***
모형항상도		49.58*** (df=6)	98.63*** (df=1)

- ***는 0.01 수준에서, **는 0.05수준에서, *는 0.1 수준에서 유의미를 나타낸다.

재확인시켜준다. 따라서 우리는 모형 2와 3에서 혼인의 보호 효과 중 일부인 재정적 복지에 관련된 변수를 통제함으로써 혼인의 보호효과를 검증할 필요가 있다³⁾.

3) 혼인상태에 있는 사람이 이혼하거나 별거중인 사람보다 사망률이 낮다고 해서, 우리는 혼인의 보호효과가, 특히 50대 후반 이후의 남성에게, 사망률 저하에 영향을 미친다고 장담할 수는 없다. 왜냐하면 이혼하거나 별거 중인 은퇴 고령 남성들이 혼인상태에 있는 은퇴 고령 남성들보다 사망률이 높은 이유를 혼인 상태에서 별거나 이혼 상태로 이동하는 과정에서 받는 스트레스로 인한 것인지 아니면 혼인 상태에서 갖는 보호막의 상실로 인한 것인지를 명확히 말할 수 없는 문제점이 존재하고 있기 때문이다(Zick and Smith, 1991).

연령을 볼 때, 58세 집단과 유의미한 사망률 차이를 보이는 집단은 61세 이상의 연령집단이다. 사망에 영향을 미치는 혼인 효과와 시간의존 효과를 통제하지 않았을 때에는 61세와 63세 집단만이 58세 집단과 상당한 차이를 보였는데, 통제한 후에는 약간의 차이를 보였던 62세 집단을 포함하여 61세 이후의 집단들은 모두 58세 집단과 유의미한 사망률 차이를 보였다. 연령이 3년 이상 차이가 나는 모든 연령집단들은 유의미한 사망률 차이를 나타냈다.

모형 2는 혼인의 보호 효과 특히 재정적 복지 차원의 효과를 분석하기 위한 것이다. 혼인의 보호 혜택은, 리라드와 와이트의 연구(Lillard and Waite, 1995)에서와 같이, 재정적 자원 즉 개인의 소득으로 측정되었다. 모형 2에는 개인의 소득 수준 및 교육 수준 그리고 인종 변수가 첨가되었다. 혼인은 배우자의 소득과 자산을 결합하여 확대시킨 ‘경제의 규모(economics of scale)’에서 나오는 물질적 복지를 혼인한 사람에게 제공하여 혼인의 질을 향상시킨다(Becker, 1981). 혼인을 통해 확대된 재정적 자원이 혼인의 질을 향상시켜 혼인한 사람의 사망률을 감소시킨다는 사실은 여러 연구에서 입증되었다(Feinstein, 1993; Lillard and White, 1995; Waldron, Hughes and Brooks, 1996; Wyke and Ford, 1992; Wu and Hart, 2002).

모형 2에서 소득 및 교육수준과 인종변수를 통제했을 때, 모든 혼인 상태 변수들의 통계적 유의미성은 사라졌다. 이러한 분석 결과는 모형 1에서 보여주었던 혼인 상태에 있는 은퇴 고령 남성들과 이혼하거나 별거 혹은 사별한 은퇴 고령 남성들과 사망률 차이의 상당 부분이 혼인의 재정적 복지 효과에 의해 설명되었다는 사실을 의미한다. 은퇴한 고령 남성이 혼인을 통해 보다 안정적이고 큰 재정적 자원을 확보한다면, 혼인은 그의 기대여명을 늘리는데 긍정적인 영향을 줄 것이다. 10세 이상의 전체 남성을 분석 대상으로 한 리라드와 와이트 연구와는 다르지만 55세 이상의 남성을 연구 대상으로 한 위케와 포드(Wyke and Ford, 1992)의 분석 결과와는 같게, 연금이외에는 재정적 자원이 거의 없는 은퇴한 50대 후반 이상의 남성에게 혼인의 재정적 복지는 그들의 사망률 감소에 영향을 주는 것으로 나타났다.

혼인을 통한 재정적 복지의 확보는 남성보다는 여성에게 있어 삶의 질을 높여 사망률을 감소시키는 주된 경로로 인식되어 왔다(Lillard and Waite, 1995). 또 사별한 여성은 이혼하거나 혼인한 경험이 없는 여성에 비해 (사망한 남편이 물려 준) 집을 가질 확률이 높아, 즉 재정적 복지가 그대로 유지될 가능성이 높아 사망률을 낮게 된다(Lillard and Waite, 1995). 부부는 남성인 남편과 여성인 부인으로 이루어진다. 만일 부인과 이혼이나 별거를 한다면 남편 역시 부인과

마찬가지로 그로 인한 고통과 스트레스를 받음은 물론 재정적 손실을 유발할 수 있다(Smith and Zick, 1986). 남편도 이혼하거나 별거하는 부인의 생활비를 부담하게 됨으로써 자신의 건강과 복지에 투자하는 돈이 줄어들 수 있다. 50대 후반 이후의 은퇴 남성들은 대개, 배우자의 소득에 의존해야 하는 전업주부들(Waldron, Hughes and Brooks, 1996)과 마찬가지로, 수입이 들어오는 경로가 정해져 있고 풍족하지 않은 고정된 수입을 가지고 있기 쉽다. 따라서 50대 후반의 은퇴 남성들은, 실업 상태에 있는 여성 즉 전업주부와 마찬가지로, 혼인의 재정적 복지는 그들의 건강 증진과 사망률 저하에 많은 영향을 미칠 것이다.

소득수준과는 달리 교육수준은 유의미한 사망률 차이를 보여주지 않는다. 이 결과는 교육 변수가 소득변수보다 1960년대 미국의 차별적 사망률을 설명하는데 더 신뢰성이 있는 지표라고 주장했던 기타가와와 하우저(Kitagawa and Hauser, 1973)의 진술과 상반되는 결과이다. 이런 상반된 진술은 분석 대상의 차이와 분석 자료 및 분석통계기법에 기인할 것이다. 그들의 분석대상은 25세 이상의 전체 미국인이었고, 분석 결과도 종단 자료 대신 횡단 자료에 근거한 정태적 분석 기법을 사용하였다. 반면 이 연구에서 분석 대상은 58세 이상의 은퇴한 남성들이며, 사건사 분석과 같은 동태적 분석 기법을 사용하여 변수간의 관계를 분석하였다. 유의미한 사망률 차이를 보이지 않는 인종 변수에 대한 설명도 같은 맥락에서 이야기될 수 있다.

마지막으로 모형 3에서 우리는 건강상태가 통제된 상태에서 사망률과 혼인상태 및 소득 수준 사이의 관계가 어떻게 변하는지를 분석하였다. 모형 2와 건강 변수를 통제한 모형 3의 차이는 중간소득 변수들의 통계적 유의미성이 사라지고 그 대신 그 자리에 건강상태 변수의 통계적 유의미성이 대치한 것이다. 모형 3의 분석 결과에 따르면, 건강한 상태에 있는 은퇴 고령 남성이 건강에 이상이 있는 은퇴 고령 남성보다 확실히 낮은 사망률을 보인다. 또 가장 낮은 소득의 집단과 가장 높은 소득의 집단의 은퇴 고령 남성 사이에는 여전히 유의미한 사망률 차이가 존재하는 반면, 모형 2에서 보였던 저소득과 중간 소득의 은퇴 고령 남성 사이의 유의미한 사망률 차이는 사라졌다.

이러한 분석 결과는 우선적으로 저소득의 은퇴 고령 남성과 중간 소득의 은퇴 고령 남성간의 사망률 차이가 건강상태의 차이로 나타난 것으로 해석된다. 즉 건강상태가 동일하다면, 저소득 계층과 중간 계층의 소득 차이는 은퇴 고령 남성들 사망에 유의미한 영향을 미치지 않는다. 우리는 저소득의 집단 사람들이 중간 소득의 집단 사람들에 비해 자신의 건강에 투자할 재정적 자원이 빈약하여 보다 나쁜 건강 상태와 높은 사망률을 보일 가능성이 있다고 생각하기 쉽다. 그

런데 이 연구의 분석 결과는 그런 생각을 반증한다. 사실 중간 계층의 은퇴 고령 남성들은 자신의 소득이나 혼인의 재정적 복지를 통해, 고소득 계층의 은퇴 고령 남성들과는 달리, 저소득 계층의 은퇴 고령 남성들보다 사망률을 낮추는 데 한계를 느낄 수 있다. 이를테면, 치료에 상당한 돈이 요구되는 만성질환이 있는 경우, 중간 계층의 사람들은 저소득 계층의 사람들과 마찬가지로 자신의 질병을 치료하는데 있어 심한 경제적 한계를 느낄 수 있다. 많은 경우 자신의 경제적 역량을 뛰어 넘는 치료비가 요구되기 쉽다. 건강상태가 좋을 경우에도, 중간 계층의 고령 남성이 저소득 계층의 고령 남성보다 좀 더 많은 돈을 건강에 투자했을 지라도 그 차이의 효과는 사소하여 저소득 계층의 건강한 은퇴 고령 남성들과 별반 다르지 않는 사망률을 보일 가능성이 높다.

한편 가장 높은 소득 집단의 은퇴 고령 남성들에게 있어, 그들의 건강 상태가 저소득의 은퇴 고령 남성과 동일한 상태에 있을지라도, 그들의 소득은 자신들의 사망률이 저소득 집단의 사망률과 유의미한 차이를 나게 하는데 기여할 수 있다. 건강에 문제가 있을 때, 재정적 자원이 여유가 있는 사람은 그럴 여유가 없는 사람들보다 자신의 건강에 돈을 많이 투자할 수 있다. 만성질환을 앓고 있는 경우, 고소득 집단의 고령 남성은 자신의 배우자를 포함한 자신의 가족 성원들뿐 아니라 자신의 돈으로 고용한 간병인에게서 간호를 받을 수 있고 또 자신의 건강에 조금이라도 이상이 있으면 수시로 병원에 들려 자신의 건강을 점검하여 수명을 늘릴 수 있는 경제적 여력이 있다. 반면 중하류 계층 이하의 은퇴남성들은 자신의 건강에 이상이 있을 때마다 수시로 병원에 가서 점검을 받을 수 있는 경제적 여력이 없을 뿐 아니라, 간호를 해주는 사람이 자신의 가족에 국한되기 쉽다. 그런데 은퇴한 고령 남성의 병간호를 주로 책임질 가능성이 있는 배우자 역시 이미 고령인지라 간호하는데 있어 체력의 한계를 느끼기 쉽다. 또 건강에 별 이상에 없을 때조차 최상층의 은퇴 고령 남성들은 중하류 계층의 은퇴 고령 남성들보다 건강에 보다 많은 돈을 투자하여 좋은 건강 상태를 오래 유지시켜 자신의 기대여명을 늘릴 것이다. 따라서 고소득 집단의 은퇴 고령 남성들에게는 그들의 고소득이 보나 나은 건강을 유지시키거나 향상시키는데 기여하여, 그 결과 다른 계층의 은퇴 고령 남성들과 유의미한 사망률 차이를 보일 것이다.

결론적으로, 중간 소득 집단의 은퇴 고령 남성들이 저소득 집단의 은퇴 남성들보다 높은 사망률을 보인 것은 전자와 후자 사이의 재정적 복지의 차이로 인해 생긴 건강 상태의 차이로 기인한 것이다. 하지만 건강 상태가 같다면, 저소득 집단의 은퇴 고령 남성들은 중간 소득 계층의 은퇴 고령 남성들과 유의미한 사망률 차이를 보이지 않을 것이다. 반면 고소득 집단의 은퇴 고령 남성들은 다

른 소득 계층의 은퇴 남성들과는 달리 결혼의 재정적 복지 효과 즉 그들의 고소득은 자신의 사망률을 저하시키는데 기여함으로써, 동일한 건강 상태일지라도, 저소득 집단의 은퇴 고령 남성들보다 낮은 사망률을 보인다.

마지막으로, <표 3>의 모든 모형에서 기간 변수의 부호가 양임을 볼 수 있다. 이는 사망률이 기간이 지남에 따라 증가된다는 것을 의미한다.

VII. 마치는 말

혼인 상태에 따른 사망률 차이는 일반적으로 혼인의 선별효과와 보호 효과에 의해 설명되어 왔다. 사망률 저하에 영향을 미치는 혼인의 선별효과는 일시적 선별효과와 영구적 선별효과로 대별된다. 일시적 선별효과는 혼인이 왕성히 일어나는 시기인 젊은 연령층에서 발생하기 쉬운 반면 영구적 선별효과는 중년층 이상이 연령에서 일어난다. 특히 영구적 선별효과는 혼인이 보편화된 사회에서 강하게 발생하기 쉽다. 반면 보호효과는 혼인 중 배우자가 상대방의 건강을 살펴주거나 재정적 복지를 통해 경제적 안정을 취함으로써 혼인 상태에 있는 사람의 사망률을 그렇지 않는 사람들보다 저하시키는 효과이다. 하지만 이 두 효과는 상호배타적이 아니라 긴밀한 상호 관계가 있다. 일반적으로 보다 건강한 사람이 혼인에 선택되고, 또 그런 건강한 사람이 혼인 관계를 통하여 보호 효과를 받은 결과 혼인한 사람이 그렇지 않은 사람보다 건강하고 더 오래 살기 쉽다.

이 연구는 은퇴한 고령 남성들을 대상으로 하여 혼인과 사망 간의 관계를 분석하였다. 그 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 사망이 연령과 기간에 의존하여 변화하는 것만을 고려하고 혼인 상태별 사망률 차이를 분석했을 때, 혼인한 남성은 독신인 남성과 유의미한 차이를 보이지 않았다. 이 분석 결과는 50대 후반 이후의 미국 은퇴 고령 남성에게 혼인의 영구적인 선별 효과가 혼인 집단과 독신 집단 사이의 사망률 차이에 유의미하게 작용하지 않는다는 사실을 의미한다. 개인주의 성향이 강하고 결혼에 대한 압력이 강하지 않은 서구 사회는 가족주의 성향과 결혼에 대한 압력이 강한 동양 사회보다 사망률 저하에 영향을 미치는 혼인의 선별효과가 약할 수 있다. 또 만일 영구적 선별효과가 존재할지라도, 그 효과는 역선별 효과에 의해 상쇄될 수 있다. 반면 혼인 상태에 있는 은퇴한 고령 남성들은 이혼하거나 사별하거나 별거 중인 은퇴한 고령 남성보다는 낮은 사망률을 보였다. 그것은 혼인의 보호 효과가 은퇴 남성들의 건강을 증진시키고 사

망을 감소시키는데 기여할 수 있다는 사실로 해석될 수 있다.

둘째, 혼인을 통해 증가된 재정적 자원의 확보는 혼인의 보호 효과에서 커다란 역할을 한다. 실업 상태에 있는 여성들과 마찬가지로, 은퇴 후 연금이외에는 별다른 소득이 없는 남성들에게 이혼으로 인한 소득(혹은 재산)의 상실은 그들에게 정신적 육체적으로 커다란 타격을 줄 수 있음은 물론 사망의 가능성도 높게 할 수 있다. 또한 이혼, 사별 또는 별거로 인한 배우자와의 소득(또는 재산) 공유의 상실 역시 은퇴한 남성들의 사망 가능성을 높이는데 기여할 수 있다.

셋째, 건강상태를 통제했을 때 낮은 소득 집단의 사람들과 중간 소득 집단의 사람들 사이의 사망률 차이가 사라졌다. 이는 저소득 집단의 은퇴 고령 남성들이 중간 소득 집단의 은퇴 남성들보다 혼인의 재정적 복지가 낮아 그 결과 약간 더 나쁜 건강 상태와 더 높은 사망률을 보인다는 것이다. 만일 건강 상태가 동일 하다면, 저소득 은퇴 남성과 중간 소득 남성들은 유의미한 사망률 차이를 보이지 않을 것이다. 그러나 고소득 집단의 은퇴 고령 남성은 높은 수준의 재정적 복지 즉 고소득을 통해 다른 소득 집단의 은퇴 고령 남성들 자신의 건강을 더 염려하고 자본을 투자할 가능성이 높아, 다른 소득 집단의 은퇴남성들보다 낮은 사망률을 보인다.

참고문헌

김태현(2002), “사망력” 김두섭 · 박상태 · 은기수(편) 《한국의 인구》, 통계청, 제4장 pp. 115-152.

윤덕중 · 김태현(1989), “사회 경제적 요인별 차별사망력의 변화: 1970-86-사망 신고자료를 중심으로”, 《한국인구학》 12(2): 1-21.

천성수(1999), “혼인상태별 수명관련지표의 차이에 관한 연구” 《대한보건협회 학술지》 25(1): 83-99.

중앙일보(2005년 3월 7일), “불행한 결혼 수명을 줄인다.”

Acock, A and Demo, D. (1994), *Family Diversity and Well-Being*. Thousand Oaks: SAGE.

Becker, G. S. (1981), *A Treatise on the Family*, Cambridge, M.A: Harvard University Press

- Berkson, J. (1962), "Mortality and Marital Status" *American Journal of Public Health* 52: 547-555.
- Brown, J. S. and Giesy B. (1986), "Marital Status of Persons with Spinal Cord Injury," *Social Science and Medicine* 23: 313-322.
- Depner, C., and Ingersoll-Dayton, B. (1985), "Conjugal Social Support: Patterns in Later Life," *Journal of Gerontology* 40: 761-766.
- Duleep, H. O. (1986), "Measuring the Effect of Income on Adult Mortality Using Longitudinal Administrative Record Data," *Journal of Human Resources* 21: 238-251.
- Farr, W. (1858), "The Influence of Marriage on the Mortality of the French People," in *Transactions of the National Association for the Promotion of Social Sciences*, edited by G. W. Hastings. London: John W. Parker and Sons.
- Feinstein, J. (1993), The Relationship between Socioeconomic Status and Health: A Review of the Literature, *Milbank Quarterly* 71: 279-322.
- Glenn, N. D. and Weaver, C. N. (1988), "The Changing Relationship of Marital Status to Reported Happiness," *Journal of marriage and the Family* 50: 317-324
- Goldman, N. (1993), "Marriage Selection and Mortality Patterns: Inferences and Fallacies," *Demography* 30: 189-208.
- Goldman, N and Yuanreng Hu, (1993), "Excess Mortality Among the Unmarried: A Case Study of Japan," *Social Science and Medicine* 36: 533-546.
- Gove, W. R. (1973), "Sex, Marital Status, and Mortality," *American Journal of Sociology* 79: 45-67.
- Gove, W. R., Style, C. B and M. Hughes, (1990), "The Effect of Marriage on the Well-being of Adults," *Journal of Family Issues* 11: 4-35.
- Hendry, J., (1981), *Marriage in Changing Japan*. New York: St. Martin's press.
- Hu, Y. and N. Goldman, (1990), "Mortality Differentials by Marital Status :An International Comparison," *Demography* 27: 233-250.
- Hughes, M, and W. R. Gove, (1981), "Living Alone, Social Integration, and Mental Health," *American Journal of Sociology* 87: 48-74

- Idler, E. L. and S. Kasl, (1991), "Health Perceptions and Survival: Do Global Evaluations of Health Status Really Predict Mortality?" *Journal of Gerontology* 46(2): S55-65.
- Johnson, M. P. and K. Ferrando, (2000), "Research on Domestic Violence in the 1990s: Making Distinctions," *Journal of marriage and the Family* 62: 948-963.
- Kiernan, K. E. (1988), "Who Remains Celibate?" *Journal of Biosocial Science* 20: 253-263.
- Kim, H. K. and P. C. McKenry (2002), "The Relationship between Marriage and Psychological Well-Being," *Journal of the Family Issues* 23: 885-911.
- Kisher, E. E., and N. Goldman (1988), "Perils of Single Life and Benefits of Marriage," *Social Biology* 34: 135-152.
- Kobrin, E. E. and G. B. Hendershot. (1977), "Do Family Ties Reduce Mortality? Evidence from the United States, 1966-1968," *Journal of Marriage and the Family* 39: 737-45.
- Kitagawa, E. M. and P. M. Hauser (1973), *Differential Mortality in the United States*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Kotler, P. and D. L. Wingard. (1989), "The Effect of Occupational, Marital, and Parental Roles of Mortality: The Alameda County Study," *American Journal of Public Health* 79: 607-611.
- Lamb, K. A. and G. R. Lee (2003), "Union Formation and Depression: Selection and Relationship Effects," *Journal of Marriage and the Family* 65: 953-962.
- Lillard, L. A. and C. W. A. Panis. (1996), "Marital Status and Mortality: The Role of Health," *Demography* 33: 313-327.
- _____, and L. J. Waite. (1995), "Til Death do Us Part: Marital Disruption and Mortality," *American Journal of Sociology* 100: 1131-56.
- Litwak, E. and P. Messeri (1989), "Organizational Theory, Social Supports, and Mortality Rates: A Theoretical Convergence," *American Sociological Review* 54: 49-66.
- Livi-Bacci, M. (1984), "Selectivity of Marriage and Mortality: Notes for Future Research." In *Population and Biology*, ed. N Keyfitz, Liege,

- Belgium: Ordina Editions, pp. 99-108.
- Mastekaasa, A. (1992), "Marriage and Psychological Well-Being: Some Evidence on Selection into Marriage," *Journal of Marriage and the Family* 54: 901-11.
- Mergenhanen, P. M., B. A. Lee, and W. R. Gove (1985), "Till Death do us part: recent Changes in the Relationship Between Marital Status and Mortality," *Sociology and Social Research* 70: 53-56.
- Moore, D. E. and Hayward, M. D. (1990), "Occupational Careers and Mortality of Elderly Men," *Demography* 27: 31-53.
- Murry, J. E. (2000), "Marital Protection and Marital Selection: Evidence from a Historical-Prospective Sampling of American Men", *Demography* 37: 511-522.
- Pearlin, L. and J. Johnson (1977), "Marital Status, Life Strains, and Depression," *American Sociological Review* 42: 704-15.
- Ren, X. (1997), "Marital Status and Quality of Relationships: The Impact on Health Perception," *Social Science and Medicine* 44: 241-249.
- Rosengren, A., H. Wedel, and L. Wilhelmsen, (1989), "Marital Status and Mortality in Middle-aged Swedish Men," *American Journal of Epidemiology* 129: 54-64.
- Ross, C. (1995), "Reconceptualizing Marital Status as a Continuum of Social Attachment, *Journal of Marriage and Family* 57: 129-140.
- Sheps, M. C. (1961), "Marriage and mortality." *American Journal of Public Health* 51, 248-252.
- Simon, R. W. (2002), "Revisiting the Relationship among Gender, Marital Status, and Mental Health," *American Journal of Sociology* 107: 1065-1096.
- Smith, K. P. and C. D. Zick (1986), "The Incidence of Poverty Among the Recently Widowed: Mediating Factors in the Life Course." *Journal of Marriage and the Family* 48: 619-630.
- Stack, S. and Eshleman, J. R. (1988), "Marital Status and Happiness: A 17-nation Study. *Journal of Marriage and the Family* 60: 527-536.
- Trovate, F. and Gloria Lauris. (1989), "Marital Status and Mortality in Canada, 1951-1981," *Journal of Marriage and the Family* 51 (4):

907-22.

- Vapel, J. W. and Yashin, A. I. (1985), "Heterogeneity's Ruses: Some Surprising Effects of Selection on Population Dynamics." *The American Statistician* 39: 176-184.
- Verbrugge, L. M. (1979), "Marital Status and Health." *Journal of Marriage and the Family* 41: 267-285.
- Waite, L. J. (1995), "Does Marriage Matter," *Demography* 32: 483-507.
- Waite, L. J. and Gallagher, (2000), *The Case of Marriage*. New York: Doubleday.
- Waldron, I., M. E. Hughes, and T. L. Brooks. (1996), "Marriage Protection and Marriage Selection: Prospective Evidence for Reciprocal Effects of Marital Status and Health." *Social Science and Medicine* 43: 113-123.
- Wickramma, K. A. S., Lorenz, F. O., Conger, R. D. (1977), "Marital Quality and Physical Illness: A Latent Growth Curve Analysis," *Journal of Marriage and the Family* 59: 143-155.
- Wu, Zheng and Randy Hart (2002), "The Effect of Marital and Nonmarital Union Transition on Health" *Journal of Marriage and the Family* 64: 420-432.
- Wyke, S., and Ford. G. (1992) "Competing Explanations for Associations between Marital Status and Health," *Social Science and Medicine* 34: 523-532.
- Zick, C.D. and K. R. Smith. (1991), "Marital Transitions, Poverty, and Gender Differences in Mortality." *Journal of Marriage and the Family* 53: 327-36.