

장애와 기대여명 사이의 연관성 분석*

Analysis of the Association between Disability and Life Expectancy

우 해 봉**

Haebong Woo

본 연구는 총 기대여명뿐만 아니라 건강기대여명과 불건강기대여명 추정치를 동시에 산출함으로써 전체 생존 기간뿐만 아니라 생존 기간 동안의 건강 관련 삶의 질을 계량적으로 분석할 수 있는 다중상태 생명표 모형을 활용하여 장애와 기대여명 사이의 연관성을 분석하고 있다. 전반적으로 분석 결과는, 첫째, 장애를 지닌 개인들은 그렇지 않은 개인들에 비해 전체 생존 기간이 짧을 것으로 추정될 뿐만 아니라 생존 기간 동안의 건강 관련 삶의 질 또한 열악할 개연성이 높음을 보여 주었다. 둘째, 기대여명의 구체적인 측정치와 관련하여 총 기대여명과 건강기대여명에서 장애상태별 뚜렷한 격차가 존재함을 살펴볼 수 있었는데, 특히 연령대가 낮을수록 총 기대여명에 비해 건강기대여명에서의 격차가 더욱 뚜렷하게 나타났다. 마지막으로 총 기대여명이나 건강기대여명에 비해 불건강기대여명에서의 장애상태별 차이는 상대적으로 크지 않은 것으로 분석되었다.

국문 색인어: 건강기대여명, 기대여명, 생명표 모형, 장애

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051602, B080600

* 본 연구의 내용은 소속기관의 공식 의견이 아니라 연구자 개인의 의견임을 밝힙니다. 본 논문에 대해 유익한 논평을 해 주신 익명의 심사위원들께 감사드립니다.

** 국민연금연구원 부연구위원(haebongwoo@gmail.com)

논문 투고일: 2011. 09. 19, 논문 최종 수정일: 2011. 11. 25, 논문 게재 확정일: 2011. 11. 29

I. 서 론

지난 20세기 동안 전 세계적으로 관측된 사망력의 감소 현상은 21세기에 들어 서도 여전히 지속되고 있다. 전 세계적 추세와 마찬가지로 우리나라 또한 20세기 후반부 이후 유의미한 사망력 감소를 경험하였다. 통계청이 발간하는 생명표에 의하면 1970년과 2009년 사이 남녀 통합 기대수명(life expectancy at birth)은 61.93년에서 80.55년으로 18년 이상 증가한 것으로 나타나고 있다. 과거와 마찬가지로 기대여명이 향후에도 지속적으로 증가할 것이라는 전망은 의학기술 혁신에 기초하여 더욱 증폭되는 경향이 있는데 최근 언론매체를 통해 활발히 전파되고 있는 「100세 사회」와 관련된 논의가 그 단적인 예라고 할 수 있다.

비록 기대여명 증가 현상이 향후에도 지속적으로 증가할 개연성이 높지만 사망력(mortality)에 있어서 기대여명 지표가 갖는 한계점을 인식하는 것 또한 매우 중요하다. 기대여명(life expectancy) 지표는 기본적으로 생명표를 통해 도출되는 평균 개념에 속하기에 분석 대상 모집단이 갖는 사망력에 있어서의 다양한 내적 이질성을 보여 주지는 못한다. 이러한 측면에서 생명표 작성과 관련된 연구는 단순한 분석 대상 모집단 전체의 기대여명 추정뿐만 아니라 전체 집단을 구성하는 하위 집단별 기대여명 추정으로 확장되고 있다.

우리나라 통계청의 생명표 또한 전체 인구를 대상으로 한 생명표에 추가하여 성별로 구분된 생명표를 별도로 제시하고 있다. 물론 사망력 패턴이 성별로 근본적인 차이를 보인다는 점은 이미 오래전부터 잘 알려져 왔지만 사망력 차이가 성별 차이에 한정되는 것은 아니다. 이러한 측면에서 최근의 연구들은 성별 구분 외에도 교육, 소득, 인종, 혼인상태 등 다양한 사회인구학적 준거를 기초로 생명표를 작성하고자 하는 경향이 있다.

본 연구는 기존 연구를 확장하여 장애와 기대여명 사이의 연관성을 분석하고자 하는 목적을 가지고 있다. 일반 사회인구학적 지표(예컨대, 교육)와 기대여명 사이의 연관성에 관한 연구에 비해 현재까지 장애와 기대여명 사이의 연관성에 대한 국내 연구는 거의 부재상태라고 할 수 있다. 또한 현재까지 장애인의 민간보험

가입이 제한되어 있는 관계로 민간부문이 장애인의 기대여명과 관련된 정보(예컨대, 경험생명표)를 체계적으로 축적하는 것도 현실적으로 기대하기 어려운 상황이다.

비록 현재까지 장애와 기대여명 사이의 연관성에 관한 경험적 정보를 찾아보는 쉽지 않지만, 장애와 기대여명 사이의 연관성 분석은 정책적 측면에서 작지 않은 함의를 지니고 있다. 우선, 각종 경제 관련 집계적 변수(예컨대, GDP)에 비해 건강/사망에 있어서 장애상태별 차이는 일상생활 속에서 장애를 지닌 개인들이 경험하는 삶의 질을 보다 충실히 반영하는 지표를 산출하는 데 일정한 기여를 할 수 있다. 또한 장애인의 경우 비장애인에 비해 의료비 지출의 비중이 매우 높는데 비장애인과 별도로 구분된 장애인의 기대여명 추정치의 산출은 각종 장애 관련 의료서비스 욕구나 의료비 지출 규모를 보다 정확히 전망하는 데에도 유용하게 활용될 수 있다.

장애와 기대여명 사이의 연관성 분석은 의료보장뿐만 아니라 장애인의 소득보장 측면에서도 중요한 함의를 지닐 수 있다. 최근 장애인 복지 분야에서 관측되는 뚜렷한 정책 방향 중의 하나는 장애인 복지와 노동시장 사이의 연계성 강화라고 할 수 있다. 보다 구체적으로 장애인 복지와 노동시장 사이의 연계성 강화 방안은 근로능력이 있는 장애인에게는 적극적인 의료 및 직업재활에 기초하여 노동시장 참여를 통한 소득보장을 강조하는 반면 공적인 장애 급여를 통한 소득보장은 근로능력이 없는 장애인을 주된 목표 집단으로 설정하고 있다¹⁾.

특히, 장애인에 의한 적극적인 노동시장 참여는 현 시점에서의 근로소득 증대와 함께 장애인들로 하여금 국민연금과 같은 사회보험방식의 소득보장제도에의 가입을 활성화시킴으로써 장애인들을 공적소득보장 제도권으로 끌어들이는 중요한 계기가 될 수 있다. 그러나 보험의 원리에 기초한 소득보장의 경우 기본적으로 제도를 통한 소득보장의 정도는 개인의 생존 기간과 직접적으로 연계되어 있다. 만일 장애인과 비장애인 사이에 기대여명에 있어서 체계적인 차이가 발생할

1) 예컨대, 2010년 7월부터 시행된 장애인연금제도는 기본적으로 근로능력을 상당한 정도로 상실한 장애인들을 주된 목표 집단으로 하고 있다.

경우, 보다 구체적으로 장애인의 기대여명이 비장애인에 비해 유의미하게 짧다면 장애인이 공적연금제도를 통하여 생애 동안 수급할 수 있는 총 급여 수준은 비장애인에 비해 체계적으로 낮아질 수밖에 없으며 이는 결과적으로 공적연금제도의 소득재분배 기능 축소로 이어질 수 있다.

이러한 측면에서 장애인의 노동시장 참여가 활성화될 경우 사회보장제도 또한 장애인의 사회인구학적 특성을 추가적으로 반영할 필요성이 제기되고 있다. 최근 장애계 일부에서 장애인에 대한 노령연금 수급개시연령 특례 인정을 요구하고 있는 것이 하나의 예가 될 것이다²⁾. 물론 이러한 논의는 장애인의 노동시장 참여가 활성화될 때 비로소 의미 있는 논의가 될 수 있을 것이지만, 동시에 장애와 기대여명 사이의 연관성에 관한 경험적 기초 자료가 부족하다는 점 또한 이러한 논의의 적실성 여부를 판단하는 데 있어서 근본적인 한계로 작용하고 있다.

II. 선행 연구

국내에서 이루어진 생명표 관련 연구(예컨대, 권태환·김태현, 1990)는 통계청의 생명표처럼 인구센서스 자료와 사망 관련 행정통계 자료를 기초로 하고 있다. 이러한 자료원에 기초한 생명표는 기초 정보의 범위가 모집단 전체를 대상으로 하는 관계로 생명표를 통해 도출된 각종 지표의 신뢰성을 제고하는 장점은 있지만, 자료원에 포함된 사회인구학적 정보의 제약으로 인해 모집단 내부의 다양한 집단별 기대여명 차이를 분석하는 데는 한계가 있다. 예컨대, 현재까지 우리나라 통계청의 경우 교육이나 소득과 같은 사회경제적 지표에 기초한 생명표 작성은 수행하지 못하고 있는 실정이다. 비록 드물기는 하지만 인구센서스와 사망 관련 행정

2) 현재 국민연금의 노령연금 수급개시연령은 60세이며, 조기 사망이나 조기 퇴직의 리스크가 높을 것으로 추정되는 광원이나 부원과 같은 특수직종근로자의 경우 55세부터 노령연금을 수급할 수 있도록 하는 특례가 인정되고 있다. 물론 특수직종근로자를 제외한 개인들도 55세부터 조기노령연금을 수급하는 것은 가능하지만 연금의 조기 수급에 따른 급여 감액이 이루어지게 된다.

통계 자료를 기초로 하여 작성된 생명표의 경우에도 성별 분석을 넘어 전체 인구 내부의 이질성을 측정하는 경우도 있다. 예컨대, 영국의 경우 이미 1920년대 초부터 전문고위관리직(class I)부터 단순노무직(class V)까지 다섯 개의 직업계층으로 구분하여 직업계층별 기대여명 패턴을 관리하고 있는 것이 하나의 예가 될 수 있다(Pamuk, 1985).

그러나 현재까지 다양한 사회인구학적 준거에 기초한 생명표 작성은 대체로 사회조사 자료를 통해서 이루어지고 있다. 전체 인구 내부에 존재하는 기대여명에서의 이질성 측정과 관련하여 빈번하게 사용된 사회인구학적 변수로는 교육이나 소득, 혹은 직업과 같은 사회계층 변수와 함께 인종/민족 변수가 있다. 특히, 인종/민족(race/ethnicity)의 경우 미국과 같은 다인종/다민족 국가에서는 사회조사 외에도 국가기관에 의한 생명표 작성에서도 반영되고 있다. 또한 이러한 사회인구학적 지표 외에도 흡연이나 운동과 같은 건강 관련 행동이 기대여명에 미치는 영향에 관한 연구 또한 증가 추세를 보인다.

보다 구체적으로, 현재까지 사회조사를 통한 사회집단별 기대여명 차이와 관련하여 가장 큰 주목을 받은 분야는 사회계층과 기대여명 사이의 연관성 문제이다. 사회계층과 기대여명 사이의 연관성과 관련하여 주목을 받은 대표적인 사회인구학적 지표는 교육과 소득 그리고 직업이라고 할 수 있는데, 사회계층의 개념화와 측정 방식에서의 차이에도 불구하고 사회계층과 기대여명 사이의 연관성에 관한 분석 결과들은 상당한 정도로 일관된 분석 결과를 제시하고 있다.

이러한 사회계층 지표 중 가장 널리 활용된 변수는 교육인데 기존 연구들은 교육수준이 높을수록 기대여명이 높아짐을 일관되게 보고하고 있다(우해봉, 2009; Brown, 2000; Crimmins · Saito, 2001; Guralnik et al., 1993; Meara et al., 2008; Peres et al., 2005). 교육이 생애과정 중 대체로 청년기 동안 완료된 후 안정적으로 유지됨에 비해 소득은 유동적 성격이 상대적으로 강하기에 그 지표의 측정과 관련하여 많은 어려움이 존재한다. 비록 특정 시점에서 측정된 개인소득이나 가구소득에 기초하여 기대여명을 추정하는 연구들도 있지만(예컨대, Rogot et al., 1992), Cristia(2007, 2009), Duggan 외(2007), Waldron(2007)의 연구처럼 측정치의 안정성이

상대적으로 높은 생애소득에 기초한 기대여명 추정이 최근 들어 보다 널리 사용 되는 경향이 있다.

사회계층을 측정하는 지표로서 직업 또한 측정치의 안정성 측면에서는 교육에 비해 불안정하지만 소득(특히, 횡단면 조사에 기초한 소득 측정치)에 비해서는 보다 안정적일 수 있음이 지적된다. 현재까지 직업과 기대여명 사이의 연관성과 관련된 연구는 대체로 유럽 지역에서 활발히 사용되어 온 경향이 있다. 비록 현재까지 교육이나 소득에 비해 연구 결과는 제한되지만 Cambois(2004), Hattersley(1999), White 외(2007)와 같은 개인 수준의 연구뿐만 아니라 영국 ONS(Office for National Statistics, 2006)와 같은 국가 통계기관에 의해서 수행된 연구도 직업위세와 기대여명 사이에 정적(+)인 연관성이 존재함을 지적하고 있다.

마지막으로 사회계층과 같은 보다 구조적인 요인들을 넘어 최근에는 개인들의 건강 관련 행동(health behavior)이 기대여명에 미치는 연구 또한 증가하는 모습을 볼 수 있다. 건강과 관련된 라이프스타일에는 다양한 요인들이 검토될 수 있지만, 현재까지 흡연이나 비만, 음주, 운동, 식습관과 같은 요인들이 기대여명에 미치는 효과와 관련된 연구들이 상대적으로 많은 주목을 받았다고 할 수 있다(예컨대, Ferrucci et al., 1999; Reynolds et al., 2005; Rogers et al., 2005).

위에서 언급한 요인들에 비해 장애와 기대여명 사이의 연관성을 경험적으로 분석한 연구는 현재까지 제한적이다(예컨대, Bittles et al., 2002)³⁾. 이렇듯 장애와 기대여명 사이의 연관성에 관한 연구의 부족 현상은 현재까지 장애 분야에 대한 인구학적 관심 부족을 반영하는 동시에 전통적으로 장애는 어떤 특정한 개인들만이 경험하는 현상이 아니라 연령이 높아짐에 따라 상당수의 개인들이 사망 이전 단계에 장애를 경험할 개연성이 높다는 인식과도 관련이 있다. 이러한 측면에서 장애와 관련된 최근까지의 인구학적 논의는 장애를 기대여명 산출과 관련된 준거 변수로 사용하는 대신 개인의 전체 생존 기간 중에서 장애를 지닌 상태에서 보내는 기간과 그렇지 않은 기간의 측정에 보다 큰 관심이 주어졌다고 할 수 있다(예

3) 물론 특정 장애(예컨대, 척수장애나 뇌성마비)와 사망력 사이의 연관성에 관한 연구들이 존재하지만 단순한 사망률 비교를 넘어 기대여명을 직접 산출하는 경우는 제한적이다.

컨대, Crimmins · Saito, 2001; Laditka · Wolf, 1998; Peres et al., 2005).

그러나 장애의 존재가 기대여명 단축에 유의미한 영향을 미치는 생리학적 그리고 사회적 요인들과 체계적으로 연관될 수 있음이 지적될 필요가 있다. 우선, 일부 장애의 경우 장애가 기대여명 단축과 직접적으로 연계됨이 지적되고 있다. 예컨대, Brown 외(2004), Frankel 외(1998), Hutton 외(1994), Shavelle 외(2007), Strauss 외(2006)와 같은 연구들은 외상성 뇌손상(traumatic brain injury), 척수손상(spinal cord injury), 뇌성마비(cerebral palsy) 등으로부터 발생하는 비진행성 신경 장애의 경우 장애가 사망 리스크 증가의 직접적인 원인이 될 수 있음을 지적한다.

장애와 기대여명 사이의 연관성은 또한 다양한 매개변수들(intervening variables)을 통해 간접적으로 연계됨이 지적될 필요가 있다. 우선, 위에서도 언급했듯이 사회계층과 기대여명 사이에는 유의미한 관계가 존재하며 동시에 장애상태는 개인의 계층적 지위 결정에 영향을 미치는 중요한 요인이 될 수 있다. 특히, 중증의 정신적 그리고 신체적 장애는 개인의 교육 기회를 제한함으로써 가족이나 국가에 의한 적절한 소득보장이 없는 한 빈곤에 직면할 개연성을 크게 높인다는 점에는 큰 이견이 없다.

또한 장애를 지닌 개인들의 경우 장애가 없는 개인들과 마찬가지로 불건강한 생활양식(life style)에 동일하게 노출될 수 있다. 비장애인에 비해 장애인의 경우 기능 손상으로 인한 신체적 활동(physical activity) 부족과 이로 인한 과체중(overweight)이나 비만(obesity) 등의 리스크 요인에 노출될 개연성이 상대적으로 높으며, 이는 다시 건강 악화와 사망 리스크의 증가로 이어질 개연성을 높이는 측면이 있다. 특히 장애인의 기대여명 단축에는 운동장애(immobility)의 영향이 매우 크다는 점이 지적되고 있는데, 운동장애는 골다공증이나 골절뿐만 아니라 호흡기나 신장 질환 리스크의 증가와도 연관되는 것으로 지적된다(Thomas · Barnes, 2010).

III. 자료 및 분석 방법

1. 자료

장애와 기대여명 사이의 연관성 분석을 위해 본 연구에서 사용하는 자료는 현재 한국고용정보원이 수집하고 있는 한국노동패널조사(KLIPS)이다. 노동패널조사의 경우 기본적으로 경제활동과 관련된 자세한 정보를 수집해 온 관계로 건강이나 장애와 관련된 정보의 수집은 상대적으로 최근 설문 조사에서 추가되었다. 본 연구의 경우, 비록 제한적이기는 하지만, 노동패널에서 건강 및 장애와 관련된 정보가 수집되기 시작한 2003년(제6회)에 기준 정보를 획득하여 현재까지 활용 가능한 가장 최근 자료인 2009년(제12회)까지 건강/사망 관련 정보를 추적하기로 한다⁴⁾.

최종적인 분석 대상과 관련하여, 비록 개인조사가 15세 이상을 대상으로 이루어지고 있지만, 연령이 낮은 개인들의 경우 사망률이 낮은 관계로 2009년 제12차 조사 시점까지 확인된 사망건수를 기초로 안정된 연령별 사망률을 추정하기 어렵다는 점에서 연령 하한이 설정된다. 또한 연령이 높아질수록 신체적 기능 쇠퇴가 발생할 개연성이 높아짐으로 인해 장애와 관련된 분석 표본 내부의 이질성을 확보하기 어렵다는 측면에서 최초 정보가 수집된 시점(2003년)을 기준으로 하여 연령 상한을 설정하기로 한다. 비록 연령 상하한의 설정이 불가피하게 작위적인 성격을 지니지만, 표본 수와 해당 연령 구간에서 발생한 사망건수를 고려하여 2003년 기준으로 45세 이상 85세 이하에 해당하는 총 4,678명을 최종 분석 대상으로 설정하기로 한다(남성 2,192명, 여성 2,486명).

4) 본 연구의 기준 정보 획득 시점보다 이전인 노동패널 제4차(2001년) 조사에서도 건강 및 장애에 관한 조사가 이루어졌지만 이는 부가조사의 형식으로 이루어졌으며, 본조사에서 장애에 대한 본격적인 조사가 이루어진 것은 제9회 조사 이후이다. 이들 조사에서 이루어진 장애는 기본적으로 의료적 모형에 기초하고 있는데, 무엇보다도 장애(장애 판정을 받지 않은 경우 포함)를 보고하는 사례가 368건(제4차 부가조사)으로 생명표 작성을 위한 자료로는 매우 부족하다. 제9회 조사의 경우 또한 사례 수가 부족할 뿐만 아니라 제9회 조사에서 기준 정보를 획득할 경우 기준 시점 이전에 사망한 개인들을 포함할 수 없다는 추가적인 문제가 발생한다.

본 연구에서 검토하는 장애와 기대여명 사이의 연관성 분석에서 준거 변수에 해당하는 「장애」 개념은 그 정의와 관련하여 많은 어려움이 있다. 사실 장애에 대한 정의는 단순한 조작적 정의(operational definition)의 문제가 아니라 철학과 사회적 가치를 반영하는 근본적인 이슈에 해당한다. 세계보건기구(WHO)에 의한 국제장애 분류의 역사는 장애 개념이 의학적 모델에서 사회적 모델을 포함하는 방향으로 변화하고 있음을 보여 주고 있는데 이는 장애의 개념이 단순한 정의의 문제가 아닌 시대의 가치를 반영하고 있음을 잘 보여 준다. 이러한 근본적인 개념 정의의 문제와 함께 직접적인 자료 수집이 아닌 사회조사 자료를 이차적으로 활용하고 있는 본 연구의 경우 불가피하게 해당 조사 자료에서 수집된 정보에 의존할 수밖에 없는 또 다른 제약이 존재한다.

이러한 한계를 염두에 두고 본 연구는 노동패널조사에서 수집된 관련 정보에 기초하여 본 연구의 준거 변수인 장애상태를 분류하기로 한다. 보다 구체적으로 제6차 노동패널조사에서는 응답자에게 「장기간 지속되는 (1) 시각, 청각, 언어장애 등 감각기관의 장애나 (2) 걷기, 계단 오르기, 물건을 들거나 운반하기 등의 신체적 활동에서 상당한 제약이 있는지」를 질문하고 있다. 본 연구에서는 이들 두 항목 중 최소 하나의 조건을 충족할 경우 장애를 지닌 것으로 분류하기로 한다. 이러한 장애 요건을 충족하는 개인들은 총 1,012명으로 전체 분석 대상자의 21.6%에 해당하는데, 장애를 지닌 개인으로 분류된 이들 1,012명 중 첫 번째 기준만을 충족한 경우가 11%, 두 번째 기준만을 충족한 경우가 20%, 그리고 두 가지 기준 모두 충족한 경우가 69%이다. 비록 장애 범주의 내적 동질성 측면에서 하나의 기준만을 적용하는 것도 고려할 수는 있지만, 본 연구는 장애 관련 표본 수의 확보 차원에서 두 범주를 모두 고려하기로 한다.

2001년 세계보건기구에 의해 발표된 ICF(International Classification of Functioning, Disability, and Health)가 신체 기능(body function)과 신체 구조(body structure), 활동(activity), 참여(participation)를 포함함과 함께 환경적 요인을 고려함으로써 매우 포괄적으로 장애를 정의함에 비할 때, 본 연구에서 사용하는 장애의 정의는 상대적으로 협소한 측면이 있다. 단순화된 측정 방식에도 불구하고 전

반적으로 본 연구에서 사용하는 장애 개념은 기능적 제약을 강조하는 관점(functional limitations perspective)이라고 볼 수 있다.

기능적 제약에 기초한 장애 개념은 나기 모형(Nagi Model)으로 보다 잘 알려져 있는데 1980년대 세계보건기구의 ICIDH(International Classification of impairments, disabilities, and handicaps) 체계가 바로 이러한 기능 제한 시각에 초점을 맞춘 장애 분류체계라고 볼 수 있다. 기능적 제약 관점에서의 장애는 기본적으로 신체적 손상(impairment)의 결과로 일상생활에서 나타나는 신체적 능력의 제약이나 결여를 의미하는데, 본 연구에서 사용된 문항처럼 시각이나 청각 등의 감각 기능, 걷기, 계단 오르기, 물건 들기 등을 통하여 장애 유무와 그 정도를 측정하는 경향이 있다.

2. 분석 방법

장애와 기대여명 사이의 연관성을 분석하기 위해 본 연구는 생명표 모형을 활용하고 있는데, 생명표는 어떤 실제 혹은 가상의 코호트가 경험하는 특정 사건(예컨대, 사망)의 발생 패턴을 기술하는 인구분석 도구이다. 일반적으로 널리 알려진 생명표는 인구센서스와 사망 관련 행정통계 자료를 사용하여 작성되지만(예컨대, 우리나라 통계청의 생명표), 이러한 방식을 통한 생명표 작성의 경우 앞에서도 언급했듯이 제공되는 정보의 제약으로 인해 장애상태별 생명표 작성은 현실적으로 매우 어려운 것이 사실이다.

전통적인 생명표 작성 방법과 달리 본 연구는 상대적으로 보다 최근에 발전된 패널조사 자료를 사용하여 생명표를 작성하는 방식을 활용한다. 보다 구체적으로, 본 연구에서 활용하는 생명표는 전통적인 단순 생명표에서 사용된 생존(survival)과 사망(death)의 이분법적 구분과 생존에서 사망으로의 일방향적 전환(unidirectional transition)만을 고려하는 대신 생존을 건강상태 등을 기준으로 하여 복수의 하위 상태로 구분하는 동시에 이들 하위 상태 사이의 쌍방향적 전환을 허용하는 다중상태 생명표 모형(multi-state life-table model)이다.

다중상태 생명표 모형의 유용성은 본 연구처럼 생명표 작성 준거 변수(장애상

태)가 특정 시점 정보를 기초로 설정된 경우에 더욱 높다고 할 수 있다. 앞서서도 지적했듯이 본 연구에서 핵심적인 준거 변수인 장애상태는 2003년 조사에서 획득된 정보인데, 기존 생명표 모형에서 흔히 사용되는 성별과 같은 변수에 비해 안정성이 떨어지는 단점이 있다. 기본적으로 장애상태가 시간(연령)의 경과에 따라 변동될 수 있음을 고려할 때 엄밀히 평가하자면 본 연구에서 사용된 장애상태는 전 관측기간을 가로 질러 정의된 준거가 아니라 최초 관측 시점에서 정의된 준거에 해당한다.

결과적으로 전통적인 단순 생명표 모형을 사용할 경우 기준 시점에서 확인된 장애상태별 기대여명 추정치만을 보여 줄 뿐 기준 시점 정보에 기초하여 구분된 집단들의 생존 기간이 삶의 질과 관련하여 어떠한 특성을 지니고 있는가에 대해서는 아무런 정보를 제공하지 못하는 한계가 있다. 이에 비해 본 연구가 기초하고 있는 다중상태 생명표 모형의 경우 생존 상태를 추가적으로 건강과 관련된 복수의 하위 상태로 구분함으로써 단순히 절대적인 생존 기간이라는 양적 측면뿐만 아니라 전체 생존 기간 동안 경험하는 건강 관련 삶의 질적 측면을 동시에 계량화하는 것을 가능하게 한다는 점에서 매우 유용한 분석 도구이다.

특히, 본 연구에서 활용하는 패널조사 자료에 기초한 다중상태 생명표 모형은 관련 정보가 상대적으로 빨리 그리고 주기적으로 갱신됨으로 인해 횡단면 자료에 기초한 생명표 모형에 비해 의학 기술의 발전처럼 상대적으로 최근까지의 사회경제적 변화를 보다 시의 적절하게 반영할 수 있는 장점이 있다(Laditka · Hayward, 2003; Laditka · Wolf, 1998; Lievre et al., 2003). 횡단면 자료에 기초한 방법과 달리 패널조사 자료에 기초한 생명표 작성은 또한 관련 정보가 반복 측정되기에 시간의 경과에 따른 상태 사이의 다양한 전환 과정을 관찰할 수 있기에 횡단면 자료에 기초한 방법이 갖는 상태 전환의 일방향성 가정을 요구하지 않는 장점도 있다. 물론 패널조사에 기초한 생명표 모형의 경우 일반적인 사회조사 과정에 수반되는 각종 편향의(bias)의 문제와 함께 충분한 표본을 획득하지 못할 경우 추정치의 불안정성이 커질 수 있는 단점이 있다(우해봉, 2009).

〈그림 1〉은 본 연구에서 정의하고 있는 상태 및 상태 사이의 전환 과정을 간략

히 도식화하고 있다. 그림에서 나타나고 있듯이 장애상태별 기대여명 차이와 관련된 본 연구의 경우 건강(1) 상태, 불건강(2) 상태, 그리고 사망(3)의 세 가지 상태를 상정하고 있다. 본 연구에서 건강과 불건강 상태의 구분은 자기평정적 건강(self-rated health)을 기준으로 이루어졌는데 「매우 건강함」, 「건강함」, 「보통」의 세 범주가 건강(1) 상태 그리고 「건강하지 못함」과 「건강이 아주 안 좋음」이 불건강(2) 상태로 각각 정의되었다.

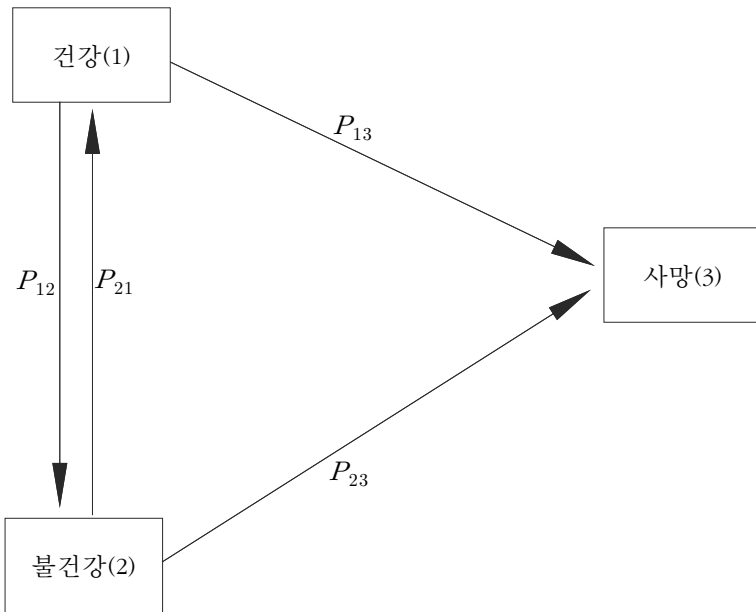
본 연구에서 생존의 하위 상태 정의와 관련하여 자기평정적 건강 혹은 주관적 건강(subjective health) 변수를 사용하는 것은 정보의 활용 가능성 외에도 자기평정적 건강이 기능적 건강 측정치(예컨대, NAGI, ADL, IADL)와 함께 개인의 건강과 관련된 간명하면서도 핵심적인 정보를 제공할 수 있는 측정치라는 점과 관련이 있다(Mirowsky · Ross, 2003). 일반적으로 임상의학의 경우 각종 급성질환이나 만성 질환을 중요한 지표로 고려하지만 인구 전체를 대상으로 한 조사에서(전문 의료인의 진단에 기초하여) 질환과 관련된 정확한 정보를 수집하는 것은 시간과 비용 측면에서 근본적인 한계가 있다.

물론 보다 쉬운 방법으로 질환에 대한 응답자의 보고에 의존하는 방법도 있지만 응답자가 해당 질환(예컨대, 암)의 진행에 대해서 정확히 인지하는 것 또한 쉬운 일이 아니다. 건강에 대한 주관적인 평가임에도 불구하고 기존 연구들은 자기평정적 건강 지표가 건강과 관련된 다른 측정치들(예컨대, 만성질환이나 신체적 기능 수행력)과 밀접히 연관되어 있는 동시에 사망이나 질병 이환을 예측하는 타당하고도 신뢰성 높은 측정치임을 지적한다(예컨대, Ferraro et al., 1997; Idler · Benyamini, 1997; Idler · Kasl, 1995; Mossey · Shapiro, 1982; Ross · Wu, 1995).

다만, 본 연구의 경우 생명표 작성의 준거인 장애상태와 생존의 하위 상태 구분을 위한 자기평정적 건강 모두 건강과 관련된 유사 정보를 제공할 수 있다는 점에서 다중상태 생명표 모형의 효용을 감소시키는 문제가 있다. 그러나 본 연구의 장애상태가 신체적 기능 제약의 존재 여부만을 측정함에 비해 자기평정적 건강은 개인의 건강에 대한 종합적 평가라는 점에서 구분될 필요가 있다. 또한 본 연구의 경우 장애상태와 자기평정적 건강 사이의 연관성 분석 보다는 기준 시점에서 측

정된 장애를 지닌 개인들과 그렇지 않은 개인들의 기대여명이 어떠한 건강상태 (건강 vs. 불건강)로 구성되어 있는지, 다시 말하면 총기대여명을 건강기대여명과 불건강기대여명으로 분해하기 위하여 자기평정적 건강 지표를 사용하고 있음을 지적할 필요가 있다.

〈그림 1〉 다중상태 생명표 분석의 기본 도식



다중상태 생명표 모형에서 최종의 흡수 상태(absorbing state)를 의미하는 사망 정보는 노동패널의 가구조사로부터 획득되었다(2003년~2009년). 최종 분석 대상자 4,678명 중에서 2009년 마지막 조사가 이루어진 시점까지 사망이 관측된 건수는 총 280건으로 전체 분석 대상자의 5.99%로 나타나고 있다(남성 182명, 여성 98명). 〈그림 1〉에서 살펴볼 수 있듯이 건강(1) 상태와 불건강(2) 상태는 쌍방적 전환이 가능한 비흡수 상태(non-absorbing state)이며, 사망은 흡수 상태로서 사망으로의 일방적 전환만이 가능하다. 비록 신체적 기능 제약이 있는 개인들의 경우 본인의 건강상태를 부정적으로 평가할 개연성이 높지만, 장애를 지닌 개인들도 기본

적으로 불건강(2) 상태뿐만 아니라 건강(1) 상태에 체류하는 것 또한 가능함은 물론이다.

시간(연령)의 경과에 따라 이산형 상태(discrete state) 사이의 전환 과정에 대한 모형화를 통하여 생명표를 작성하는 본 연구에서 핵심적인 위치를 차지하는 것은 전환 확률 $p_{ij}(age, t) = pr(status_{t+1} = j \mid status_t = i; age_t)$ 의 계산이다. 본 연구의 경우 (1)건강, (2)불건강, (3)사망의 세 가지 상태가 정의되고 있기에 1년 단위 전환 확률은 다음과 같은 3×3 행렬의 형태로 나타낼 수 있다.

$$P(age, t) = \begin{pmatrix} p_{11}(age, t) & p_{12}(age, t) & p_{13}(age, t) \\ p_{21}(age, t) & p_{22}(age, t) & p_{23}(age, t) \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

본 연구에서 정의된 세 번째 상태인 사망은 흡수상태이기에 $p_{31} = p_{32} = 0$ 그리고 $p_{33} = 1$ 이다. 또한 어떤 특정한 상태(예컨대, (1)건강)를 조건으로 할 때 해당 상태를 지속적으로 유지(예컨대, 건강→건강)하거나 다른 두 가지 상태로의 전환(예컨대, 건강→불건강, 건강→사망)만이 가능하기에 $p_{11}(age, t) + p_{12}(age, t) + p_{13}(age, t) = 1$ 그리고 $p_{21}(age, t) + p_{22}(age, t) + p_{23}(age, t) = 1$ 의 관계가 성립한다. 위의 행렬에서 총 6개의 알려지지 않은 전환 확률을 모수화(parameterization)할 수 있는 방법 중의 하나가 첫 번째와 두 번째 행(row) 각각에 대해 다항로짓모형(multinomial logit model)을 추정하는 것이다. 비록 연구자에 따라 상이한 준거 범주를 선택할 수 있지만, 본 연구에서는 행렬의 대각선에 위치한 $p_{11}(age, t)$ 그리고 $p_{22}(age, t)$ 에 해당하는 계수들을 0으로 정규화(normalization)하는 방식을 취하고 있다⁵⁾.

보다 구체적으로, 아래의 세 방정식은 본 연구에서 다중상태 생명표 모형을 추정하기 위해 검토하는 다항로짓모형을 보여 주고 있다. 방정식 (1)은 본 연구에서도 출한 남녀 통합 기대여명 추정치를 통계청의 생명표 결과와 비교해 봄으로써

5) 패널조사를 활용한 다중상태 생명표 모형의 초기 연구에 해당하는 Laditka·Wolf(1998)의 연구는 전환 확률 행렬의 첫 번째 열(본 연구의 $p_{11}(age, t)$, $p_{21}(age, t)$ 에 해당)을 준거 범주로 설정하고 있다.

패널조사 자료를 통해 도출한 기대여명 추정치의 신뢰성을 가능하기 위한 목적을 가지고 있다⁶⁾. 방정식 (2)는 방정식 (3)에서 연령과 장애상태 사이의 상호작용효과가 포함됨으로 인해 어떠한 변화가 관측되는가를 보여 주는 모형의 성격을 갖는다. 본 연구에서 장애상태별 생명표의 작성은 방정식 (3)에 기초하고 있다. 일반적으로 전체 인구를 구성하는 하위 집단별 생명표의 작성은 하위 집단별로 표본을 구분한 후 생명표를 작성하지만 본 연구의 경우 사례 수 제한, 특히 관측된 사망건수가 상대적으로 충분하지 못함을 고려하여 장애상태별로 구분(장애 표본 vs. 비장애 표본)한 모형을 구축하지 않는다. 비록 통합 모형을 구축하지만, 방정식 (3)은 연령과 준거 변수 사이의 상호작용효과를 포함하고 있다는 점에서 준거 변수별로 표본을 분리하여 추정된 모형과 동일한 결과를 제공할 수 있다(이와 관련하여서는 Lievre et al(2003) 참조).

$$\ln \frac{P_x^{ij}}{P_x^{ii}} = \alpha_{ij} + \beta_{1ij}Age \quad (1)$$

$$\ln \frac{P_x^{ij}}{P_x^{ii}} = \alpha_{ij} + \beta_{1ij}Age + \beta_{2ij}Disabled \quad (2)$$

$$\ln \frac{P_x^{ij}}{P_x^{ii}} = \alpha_{ij} + \beta_{1ij}Age + \beta_{2ij}Disabled + \beta_{3ij}Age \times Disabled \quad (3)$$

where $i = 1, 2; j = 1, 2, 3; i \neq j$.

분석 방법과 관련하여 마지막으로 언급할 필요가 있는 사항은 불완전 자료의 문제이다. 일반적인 다변량 분석에 비해 본 연구와 같은 생명표 분석의 경우 사용되는 변수가 매우 적은 관계로 결측치 발생은 상대적으로 큰 문제를 제기하지는 않는다. 본 연구에서 기대여명 추정과 관련하여 불완전 자료의 문제가 발생하는 유일한 변수는 자기평정적 건강이다. 본 연구의 경우 결측치가 발생한 사례를 분

6) 성별로 구분하여 장애상태별 기대여명을 추정하는 것이 보다 세부적인 분석 결과를 제공하는 장점이 있지만 본 연구가 노동패널조사 6~12차 자료를 활용하고 있기에 이 기간 동안 관측된 사망건수의 제약(특히, 여성)이 상대적으로 커진다는 점에서 보다 안정적인 추정치 제공을 위해 남녀 통합모형을 구축하기로 한다.

석에서 완전히 제거하는(listwise deletion) 대신 분석 과정에 포함하여 관련 정보를 최대한 활용하는 방식을 취하고 있다. 다만, 결측치의 존재로 인해 상태 변화가 관측되지 않을 경우 추가적인 상태 변화가 관측될 때까지 해당 사례는 우도함수(likelihood function)의 계산에 기여를 하지 않는다. 아래의 <표 1>은 본 연구에서 사용되는 주요 변수들의 특성과 연도별 상태 분포를 보여 주고 있다.

<표 1> 주요 변수의 특성 및 연도별 상태 분포(%)

변수	비중	변수	비중				
연령		생존상태					
45~54세	41.92	생존	94.01				
55~64세	29.41	사망	5.99				
65~74세	20.52	자기평정적 건강					
75세 이상	8.14	아주 건강	1.15				
평균(세)	58.62	건강	30.83				
장애상태		보통	34.16				
있음	21.63	건강하지 않음	27.49				
없음	78.37	건강이 아주 안 좋음	6.37				
연도별 상태 분포							
상태	2003년	2004년	2005년	2006년	2007년	2008년	2009년
건강(1)	66.14	61.59	59.75	59.26	59.45	55.86	51.67
불건강(2)	33.86	30.57	28.86	27.75	25.16	25.82	27.73
사망(3)	0.00	1.67	2.65	3.72	4.57	5.58	5.99
결측	0.00	6.18	8.74	9.28	10.82	12.74	14.62

주: 1) 표 상단의 생존상태는 2009년 그리고 자기평정적 건강은 2003년 기준이며, 표 하단의 연도별 상태 분포에서 나타나는 결측은 각 연도별 자기평정적 건강 변수의 결측으로 인한 상태 확인 불능자의 비중을 나타냄.

2) N = 4,678.

IV. 분석 결과

장애상태별 기대여명 차이를 구체적으로 살펴보기 전에 기대여명의 산출과 관련된 기초 자료의 역할을 하는 <표 2>의 다항로짓모형 추정 결과를 간략히 살펴볼 필요가 있다. 모형 1은 연령만을 고려한 모형인데 앞에서도 언급했듯이 이 모형은 (장애상태를 구분하지 않은) 남녀 통합 기대여명을 산출하는 기초 자료가 된다.

우선, 분석 결과는 연령이 높을수록 건강한 상태에서 체류하는(건강→건강) 대신 건강(1) 상태에서 불건강(2) 상태로 전환될 개연성이 유의하게 높음을 보여 준다($p < .01$). 반면 연령이 높아짐에 따라 불건강(2) 상태에 지속적으로 체류하는(불건강→불건강) 대신 건강을 회복(불건강 → 건강)할 개연성은 유의하게 낮음을 살펴볼 수 있다($p < .01$). 연령의 효과와 관련하여 마지막으로 시작 상태가 건강(1) 상태이든 불건강(2) 상태이든 연령이 높아짐에 따라 해당 상태를 유지하기 보다는 사망(3)으로 이어질 개연성이 유의하게 높은 것으로 나타나고 있다($p < .01$).

모형 2는 모형 1에 장애의 주효과를 추가하고 있다. 장애의 효과를 모형에 고려함으로써 연령 효과의 일부가 장애상태에 의해 설명됨을 보여 주지만 큰 차이는 관측되지 않는다. 장애상태의 효과에 초점을 맞추어 살펴보면 전반적인 변화 패턴은 연령과 동일하다. 우선, 특정 연령에서 시작 상태가 건강(1) 상태일 경우 분석 결과는 장애를 지닌 개인들은 건강(1) 상태에서 불건강 상태로 전환될 개연성이 유의하게 높음을 보여 준다($p < .01$). 반면 연령을 통제된 상태에서 불건강(2) 상태에 위치할 경우 장애를 지닌 개인은 그렇지 않은 개인에 비해 건강을 회복할 개연성은 유의하게 낮다($p < .01$). 마지막으로 연령과 마찬가지로 분석 결과는 초기 상태가 건강(1) 상태이든 불건강(2) 상태이든 장애를 보유한 개인이 사망(3)으로

〈표 2〉 상태 전환 다항로지모형 최대우도 추정치

구 분	전환 유형($i \rightarrow j$)	상수항	연령	장애	연령×장애
모형 1	건강(1) → 불건강(2)	-5.355**	0.062**	-	-
	건강(1) → 사망(3)	-13.092**	0.121**	-	-
	불건강(2)→ 건강(1)	1.450**	-0.032**	-	-
	불건강(2)→ 사망(3)	-7.254**	0.060**	-	-
모형 2	건강(1) → 불건강(2)	-4.951**	0.054**	0.896**	-
	건강(1) → 사망(3)	-12.804**	0.115**	0.720*	-
	불건강(2)→ 건강(1)	1.198**	-0.023**	-0.850**	-
	불건강(2)→ 사망(3)	-7.130**	0.055**	0.345*	-
모형 3	건강(1) → 불건강(2)	-5.153**	0.057**	2.149**	-0.019**
	건강(1) → 사망(3)	-12.049**	0.104**	-2.053	0.038
	불건강(2)→ 건강(1)	1.659**	-0.031**	-2.058**	0.019**
	불건강(2)→ 사망(3)	-7.716**	0.064**	1.180	-0.012

주: N = 4,678; * $p < .05$ ** $p < .01$; 각 모형 내에서 다항로지모형의 준거 범주는 시작 상태를 동일하게 유지하는 범주임(건강 → 건강; 불건강 → 불건강).

전환될 개연성이 유의하게 높음을 보여 주고 있다($p < .05$).

마지막으로 모형 3은 모형 2에 연령과 장애상태 사이의 상호작용효과를 추가적으로 포함하는 모형이다. 연령과 장애상태 사이의 상호작용효과를 포함함으로써 나타나는 차이는 사망보다는 건강 관련 상태 사이의 상호적 전환과 관련되는데 기본적으로 연령이 높아짐에 따라 장애상태의 주효과(main effect)가 완화되는 것으로 나타나고 있다. 예컨대, 초기 상태가 건강(1) 상태에 위치할 경우 분석 결과는 장애를 지닌 개인들이 건강(1) 상태를 유지하기 보다는 불건강(2) 상태로 전이될 개연성이 높지만 이러한 경향은 연령이 높아짐에 따라 완화됨을 보여 주고 있다⁷⁾.

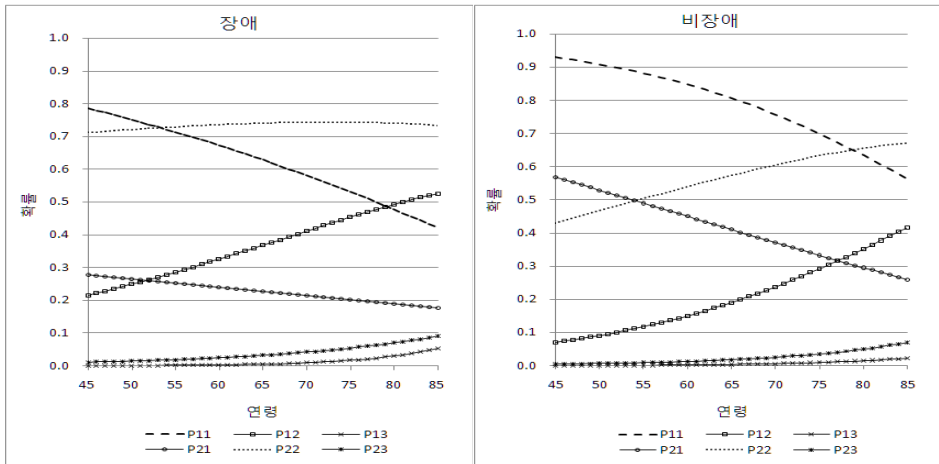
아래의 <그림 2>는 모형 3에 기초하여 장애상태별 상태 전환 확률(조건부 확률)의 연령별 패턴을 보여 주고 있으며, <표 3>은 구체적인 전환 확률의 값을 보여 주고 있다. 또한 상태 전환뿐만 아니라 특정한 상태에서 지속적으로 체류할 확률(p_{11} , p_{22}) 또한 표시하고 있다. 참고로 특정 상태에서 지속적으로 체류할 확률은 상태 전환 확률로부터 구해질 수 있다(예컨대, $p_{22} = 1 - p_{21} - p_{23}$).

우선, 장애 유무를 가로질러 건강(1) 상태를 유지할 확률(p_{11})은 연령이 높아질수록 급격히 감소하는 반면 건강 악화를 경험할 확률(p_{12})은 급속히 증가하는 패턴을 살펴볼 수 있다. 비록 장애를 지닌 개인들의 건강 유지 확률(p_{11})이 낮은 동시에 건강 악화 확률(p_{12})이 높은 패턴이 지속적으로 나타나지만, 연령이 높아짐에 따라 장애가 없는 개인들의 건강 유지 확률(p_{11})이 상대적으로 보다 급속히 감소하는 동시에 건강 악화 확률(p_{12}) 또한 보다 가파르게 상승하는 모습 또한 살펴볼 수 있다.

그러나 이러한 점증적인 격차 감소에도 불구하고 장애를 지닌 개인들과 그렇지 않은 개인들 사이의 격차는 관측기간 동안 뚜렷이 존재하는데, 장애가 없는 개인

7) 본 연구의 경우 장애상태별 기대여명의 산출은 모형 3에 기초하고 있지만 모형 2를 기초로 생명표를 산출하더라도 그 차이는 미미하다. 본 연구자와 달리 이론적 고려 대신 적합도 지표에 기초하여 모형을 선택하더라도 우도비 검정(likelihood-ratio test)은 모형 3이 모형 2에 비해 선호됨을 보여 준다. 보다 구체적으로 (1)건강→(1)건강 및 (2)불건강→(2)불건강을 준거 범주로 하여 모형 2와 모형 3에 상응하는 모수들을 동시에 추정하면 $LR \chi^2(1) = 25,339.61 - 25,316.75 = 22.86$ 으로 모형 3을 지지한다($p < .01$).

〈그림 2〉 장애상태별 상태 전환 확률의 패턴



들과 달리 장애를 지닌 개인들의 경우 70대 후반에 건강 유지 확률(p_{11})과 건강 악화 확률(p_{12}) 간 교차 현상이 나타나고 있다. 건강(1) 상태에서 곧바로 사망(3)으로 전환될 확률(p_{13})의 경우 대체로 매우 낮은 수준을 보여 주는데 장애를 지닌 개인들의 경우 70대 중후반부터 다소 증가하는 패턴을 살펴볼 수 있다.

초기 상태가 불건강(2) 상태에 있을 경우 또한 장애상태별 뚜렷한 차이가 있음을 살펴볼 수 있다. 전반적으로 장애를 지닌 개인들의 경우 불건강(2) 상태를 유지할 확률(p_{22})과 건강을 회복할 확률(p_{21})의 연령에 따른 변화는 크지 않다. 〈그림 2〉에서 볼 수 있듯이 연령의 증가에 따라 불건강(2) 상태를 유지할 확률은 완만한 증가세를 그리고 건강 회복 확률은 완만한 감소세를 보여 주고 있다. 이에 비해 장애가 없는 개인들의 경우 건강 회복 확률이 상대적으로 급속히 감소하는 반면 불건강(2) 상태를 유지할 확률은 가파르게 상승함을 살펴볼 수 있으며 대략 50대 중반에 두 확률 간 교차 현상이 나타나고 있다. 마지막으로 불건강(2) 상태에서 사망(3)으로 전환될 확률(p_{23})은 건강(1) 상태에서 사망(3)으로 전환될 확률(p_{13})의 패턴과 유사하게 전반적으로 장애상태별 차이는 크지 않음을 살펴볼 수 있다.

〈그림 3〉과 〈표 4〉는 생명표 모형의 최종 결과물이라고 할 수 있는 45세에서 85세까지의 남녀 통합 기대여명 추정치와 표준오차를 보여 주고 있는데, 이는 앞에

〈표 3〉 장애상태별 및 연령별 상태 전환 확률

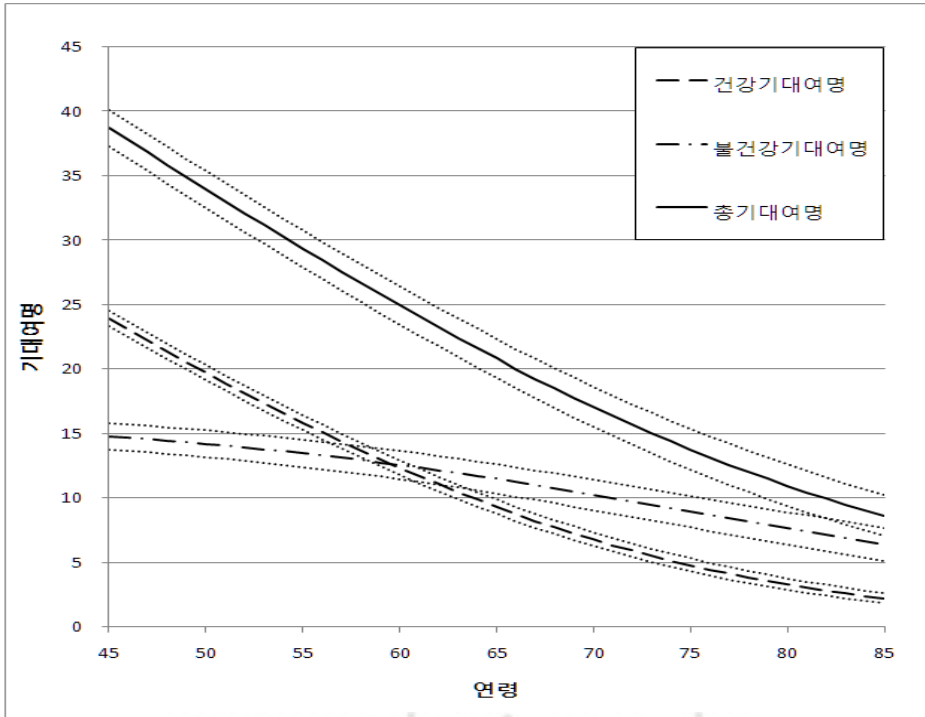
연령	장애						비장애					
	p_{11}	p_{12}	p_{13}	p_{21}	p_{22}	p_{23}	p_{11}	p_{12}	p_{13}	p_{21}	p_{22}	p_{23}
45	0.785	0.215	0.000	0.278	0.711	0.011	0.929	0.070	0.001	0.567	0.430	0.003
46	0.778	0.221	0.000	0.275	0.713	0.011	0.926	0.074	0.001	0.559	0.437	0.004
47	0.772	0.228	0.000	0.273	0.715	0.012	0.921	0.078	0.001	0.552	0.444	0.004
48	0.765	0.235	0.001	0.270	0.717	0.013	0.917	0.082	0.001	0.544	0.452	0.004
49	0.758	0.241	0.001	0.268	0.719	0.013	0.913	0.086	0.001	0.536	0.459	0.005
50	0.751	0.248	0.001	0.265	0.721	0.014	0.908	0.091	0.001	0.528	0.467	0.005
51	0.744	0.255	0.001	0.263	0.722	0.015	0.903	0.096	0.001	0.521	0.474	0.006
52	0.736	0.263	0.001	0.260	0.724	0.016	0.898	0.101	0.001	0.513	0.481	0.006
53	0.729	0.270	0.001	0.258	0.726	0.017	0.893	0.106	0.001	0.505	0.489	0.006
54	0.721	0.278	0.001	0.255	0.727	0.018	0.887	0.112	0.001	0.497	0.496	0.007
55	0.713	0.285	0.001	0.253	0.729	0.019	0.881	0.117	0.002	0.489	0.503	0.008
56	0.706	0.293	0.001	0.250	0.730	0.020	0.875	0.123	0.002	0.481	0.511	0.008
57	0.697	0.301	0.002	0.248	0.732	0.021	0.868	0.130	0.002	0.473	0.518	0.009
58	0.689	0.309	0.002	0.245	0.733	0.022	0.862	0.136	0.002	0.465	0.525	0.010
59	0.681	0.317	0.002	0.243	0.734	0.023	0.855	0.143	0.002	0.457	0.532	0.010
60	0.672	0.325	0.002	0.240	0.736	0.024	0.847	0.150	0.003	0.449	0.539	0.011
61	0.664	0.333	0.003	0.238	0.737	0.026	0.840	0.158	0.003	0.442	0.546	0.012
62	0.655	0.342	0.003	0.235	0.738	0.027	0.832	0.165	0.003	0.434	0.553	0.013
63	0.646	0.350	0.004	0.233	0.739	0.029	0.823	0.173	0.003	0.426	0.560	0.014
64	0.637	0.359	0.004	0.230	0.740	0.030	0.815	0.181	0.004	0.418	0.567	0.015
65	0.628	0.367	0.005	0.228	0.740	0.032	0.806	0.190	0.004	0.410	0.574	0.016
66	0.619	0.376	0.005	0.225	0.741	0.034	0.797	0.199	0.004	0.402	0.580	0.018
67	0.610	0.384	0.006	0.223	0.742	0.035	0.787	0.208	0.005	0.394	0.587	0.019
68	0.600	0.393	0.007	0.220	0.742	0.037	0.777	0.217	0.005	0.387	0.593	0.021
69	0.591	0.402	0.008	0.218	0.743	0.039	0.767	0.227	0.006	0.379	0.599	0.022
70	0.581	0.410	0.009	0.215	0.743	0.041	0.756	0.237	0.006	0.371	0.605	0.024
71	0.571	0.419	0.010	0.213	0.744	0.044	0.746	0.248	0.007	0.363	0.611	0.026
72	0.561	0.428	0.011	0.210	0.744	0.046	0.734	0.258	0.008	0.356	0.617	0.028
73	0.551	0.436	0.013	0.208	0.744	0.049	0.723	0.269	0.008	0.348	0.622	0.030
74	0.541	0.445	0.014	0.205	0.744	0.051	0.711	0.280	0.009	0.340	0.628	0.032
75	0.531	0.453	0.016	0.203	0.743	0.054	0.699	0.292	0.010	0.333	0.633	0.034
76	0.520	0.461	0.018	0.200	0.743	0.057	0.686	0.303	0.011	0.325	0.638	0.037
77	0.510	0.470	0.021	0.198	0.743	0.060	0.674	0.315	0.012	0.318	0.643	0.040
78	0.499	0.478	0.023	0.195	0.742	0.063	0.660	0.327	0.013	0.310	0.647	0.042
79	0.488	0.485	0.026	0.193	0.741	0.066	0.647	0.339	0.014	0.303	0.651	0.046
80	0.477	0.493	0.030	0.190	0.740	0.070	0.634	0.352	0.015	0.296	0.655	0.049
81	0.466	0.500	0.033	0.188	0.739	0.073	0.620	0.364	0.016	0.288	0.659	0.052
82	0.455	0.507	0.038	0.185	0.738	0.077	0.606	0.377	0.017	0.281	0.663	0.056
83	0.444	0.514	0.042	0.182	0.737	0.081	0.592	0.390	0.019	0.274	0.666	0.060
84	0.433	0.520	0.047	0.180	0.735	0.085	0.577	0.402	0.020	0.267	0.669	0.064
85	0.421	0.526	0.053	0.177	0.733	0.089	0.563	0.415	0.022	0.260	0.671	0.069

서 제시된 다항로짓모형 방정식 (1)에 기초하고 있다. 기대여명 추정치에는 특정 연령에서 기대되는 전체 잔존 기간을 보여 주는 총 기대여명(total life expectancy)

과 함께 전체 생존 기간을 건강상태를 기준으로 하여 분해한 건강기대여명(healthy life expectancy)과 불건강기대여명(unhealthy life expectancy) 추정치들이 추가적으로 제시되고 있다. <표 4>에서는 또한 우리나라 통계청의 2009년 생명표상의 남녀 통합 기대여명이 비교 차원에서 제시되고 있다. 통계청 기대여명은 노동패널조사에 기초한 기대여명 추정치 중 총 기대여명에 상응하는 개념이다.

엄격한 의미에서 생명표 작성의 준거 기간과 정의된 모집단에서의 차이가 있는 관계로 직접적인 비교는 가능하지 않지만 노동패널조사가 우리나라의 대부분을 포괄하는 대표성 있는 조사이며, 통계청 생명표와 유사한 시점까지의 사망 정보를 포함하고 있다는 점에서 통계청의 기대여명 자료는 본 연구와 같은 사회조사 자료에 기초한 기대여명 추정치의 신뢰성을 평가해 볼 수 있는 좋은 준거가 될 수 있다. <표 4>의 내용을 보다 구체적으로 살펴보면 대체로 연령이 높아질수록 노

<그림 3> 기대여명 추정치와 95% 신뢰구간



〈표 4〉 연령별 기대여명 추정치와 표준오차(45~85세)

연령	노동패널 기대여명 추정치(표준오차)			통계청 기대여명
	총 기대여명	건강기대여명	불건강기대여명	
45	38,727(0,710)	23,932(0,300)	14,794(0,540)	37.15
46	37,765(0,711)	23,072(0,299)	14,692(0,541)	36.23
47	36,807(0,712)	22,222(0,298)	14,585(0,542)	35.31
48	35,853(0,714)	21,382(0,297)	14,471(0,543)	34.39
49	34,904(0,715)	20,553(0,296)	14,351(0,544)	33.48
50	33,961(0,717)	19,736(0,295)	14,225(0,546)	32.58
51	33,024(0,719)	18,932(0,295)	14,092(0,547)	31.68
52	32,092(0,721)	18,140(0,294)	13,952(0,549)	30.79
53	31,168(0,723)	17,363(0,293)	13,805(0,551)	29.90
54	30,251(0,726)	16,599(0,293)	13,652(0,553)	29.01
55	29,342(0,729)	15,851(0,292)	13,491(0,555)	28.13
56	28,441(0,732)	15,118(0,291)	13,323(0,558)	27.26
57	27,550(0,735)	14,402(0,291)	13,147(0,560)	26.38
58	26,668(0,739)	13,703(0,290)	12,965(0,563)	25.52
59	25,797(0,742)	13,022(0,289)	12,775(0,566)	24.65
60	24,937(0,746)	12,358(0,288)	12,578(0,569)	23.80
61	24,088(0,750)	11,714(0,287)	12,375(0,573)	22.95
62	23,253(0,754)	11,089(0,286)	12,164(0,577)	22.11
63	22,430(0,759)	10,483(0,285)	11,947(0,580)	21.27
64	21,621(0,763)	9,898(0,284)	11,723(0,584)	20.44
65	20,827(0,768)	9,333(0,282)	11,494(0,589)	19.62
66	20,047(0,773)	8,789(0,281)	11,259(0,593)	18.81
67	19,284(0,777)	8,266(0,278)	11,018(0,597)	18.01
68	18,537(0,782)	7,764(0,276)	10,773(0,602)	17.23
69	17,806(0,787)	7,283(0,274)	10,523(0,607)	16.45
70	17,093(0,791)	6,823(0,271)	10,270(0,611)	15.70
71	16,397(0,796)	6,384(0,268)	10,013(0,616)	14.95
72	15,720(0,800)	5,966(0,264)	9,753(0,621)	14.22
73	15,061(0,804)	5,569(0,260)	9,492(0,625)	13.51
74	14,421(0,807)	5,193(0,256)	9,228(0,630)	12.82
75	13,800(0,810)	4,836(0,252)	8,964(0,634)	12.14
76	13,198(0,813)	4,499(0,247)	8,699(0,638)	11.49
77	12,616(0,815)	4,181(0,242)	8,434(0,642)	10.85
78	12,052(0,816)	3,882(0,237)	8,171(0,645)	10.23
79	11,509(0,817)	3,600(0,232)	7,908(0,648)	9.64
80	10,984(0,817)	3,336(0,226)	7,648(0,651)	9.06
81	10,479(0,816)	3,089(0,220)	7,390(0,653)	8.52
82	9,992(0,815)	2,858(0,214)	7,135(0,655)	7.99
83	9,525(0,813)	2,642(0,208)	6,883(0,656)	7.49
84	9,076(0,810)	2,440(0,202)	6,635(0,657)	7.02
85	8,645(0,806)	2,253(0,195)	6,392(0,657)	6.59

주: 노동패널 기대여명은 노동패널 6~12차 자료에 기초하여 기대여명 추정치(괄호 안은 표준오차)임.
 자료: 통계청 2009년 생명표의 기대여명은 국가통계포털(KOSIS) 자료임.

동패널조사에 기초한 기대여명 추정치와 통계청의 기대여명 간 차이가 다소 커짐을 살펴볼 수 있다. 그러나 본 연구에서 작성된 생명표가 사회조사에 기초하여 작성된 것임을 고려하여 추정치의 신뢰구간을 구성해 보면 대체로 통계청의 기대여명은 노동패널조사에 기초한 기대여명 추정치의 95% 신뢰구간 하한에 근접하는 것으로 나타난다.

〈표 4〉에는 또한 건강을 준거로 하여 총 기대여명을 건강기대여명과 불건강기대여명으로 분해한 결과를 보여 주고 있다. 45세 기준으로 볼 때 기대되는 전체 잔존 기간이 38.727년인데, 이 중에서 23.932년은 건강(1) 상태에서 그리고 14.794년은 불건강(2) 상태에서 보낼 것으로 추정되고 있다. 〈그림 3〉은 45~85세까지의 전 연령 구간에 걸쳐 총 기대여명, 건강기대여명, 불건강기대여명의 추정치와 95% 신뢰구간을 보여 주고 있다. 50대 중반까지는 건강기대여명이 불건강기대여명을 넘어설 것으로 추정되지만 연령이 높아짐에 따라 건강기대여명이 보다 빠르게 감소함으로써 불건강기대여명이 건강기대여명을 초과할 것으로 추정되고 있다.

마지막으로 〈표 5〉와 〈그림 4〉는 본 연구가 초점을 맞추고 있는 장애상태별 총 기대여명, 건강기대여명, 불건강기대여명 추정치와 표준오차를 각각 보여 주고 있다. 다만, 그림에서는 전체적 패턴의 간명한 제시를 위해 기대여명 추정치의 신뢰구간은 별도로 제시되지 않고 있다. 장애상태별 기대여명 차이와 관련하여, 우선, 45세 기준으로 총 기대여명 추정치를 살펴보면 장애 32.999년 그리고 비장애 42.084년으로 대략 9년 정도의 격차가 존재함을 살펴볼 수 있다. 노동패널조사 자료를 통해서 나타나는 장애상태별 기대여명 차이는 현재까지 알려진 성별 차이에 비해서도 매우 높은 수준이다. 그러나 〈그림 4〉에서 나타나듯이 장애와 비장애 사이의 총 기대여명 격차는 연령이 높아짐에 따라 점차 감소하는 것으로 나타나고 있다.

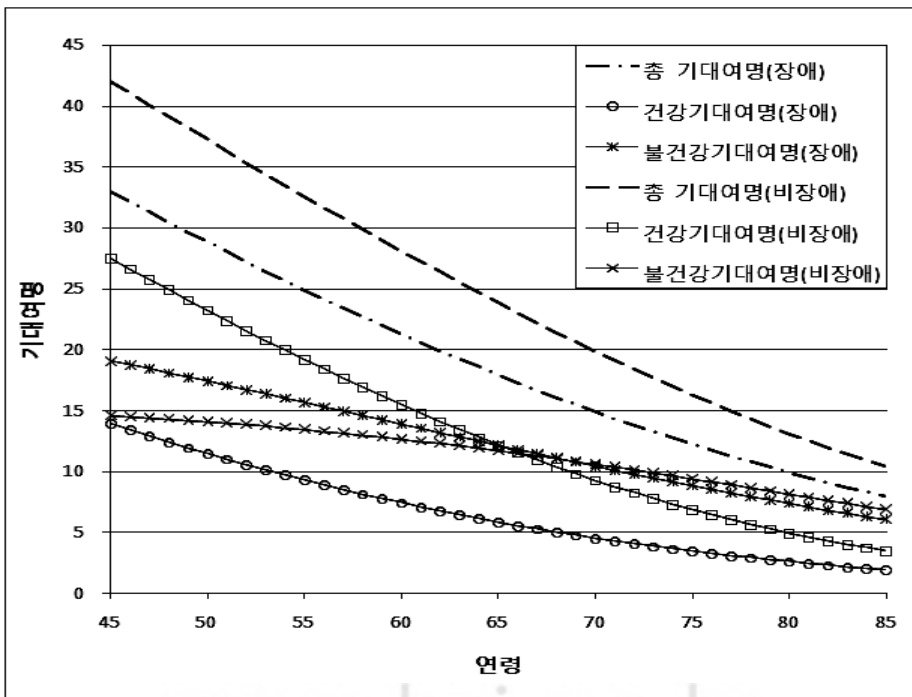
다음으로 장애상태별 건강기대여명과 불건강기대여명에서의 차이를 살펴보면 건강기대여명의 경우 총 기대여명에서의 차이보다 전반적으로 더욱 크게 나타남을 살펴볼 수 있다. 예컨대, 45세 기준 건강기대여명은 장애 13.925년 그리고 비장애 27.478년으로 그 격차는 13년 이상인데 이는 총 기대여명에서의 격차에 비해 4

년 이상 큰 것으로 나타나고 있다. 다만, 장애상태별 건강기대여명에서의 격차는 총 기대여명에서의 격차에 비해 연령이 높아짐에 따라 보다 빠른 속도로 감소함을 살펴볼 수 있다.

〈표 4〉는 또한 불건강기대여명 추정치를 보여 주고 있는데 전반적으로 총 기대여명이나 건강기대여명에 비해 그 격차는 크지 않으며, 60대 이후 장애상태별로 뚜렷한 차이를 찾아보기 어렵다. 그러나 불건강기대여명에서 볼 수 있는 특징은 상대적으로 젊은 연령대의 경우 장애를 지닌 개인들의 전체 잔존 기간(총 기대여명)이 짧을 것으로 추정됨에도 불구하고 불건강기대여명 추정치는 오히려 장애가 없는 개인들의 추정치를 넘어선다는 점이다. 예컨대, 45세 기준으로 불건강기대여명은 장애 19.074년 그리고 비장애 14.607년으로 장애를 지닌 개인들의 불건강기대여명이 4년 이상 긴 것을 살펴볼 수 있다.

전반적으로 본 연구의 분석 결과는 장애상태별로 상당한 기대여명 격차가 존재

〈그림 4〉 장애상태별 기대여명 추정치



함을 시사하고 있다. 총 기대여명과 건강/불건강기대여명에서의 격차는 장애를 지닌 개인들의 경우 전체 잔존 기간이 짧을 뿐만 아니라 잔존 기간 동안의 건강상태 또한 상대적으로 열악함을 보여 줌으로써 장애상태별 차이가 단순한 생존 기간이라는 양적인 차이를 넘어 생존 기간 동안 경험하는 건강 관련 삶의 질적 측면에서도 관측됨을 보여 주고 있다.

그러나 장애상태별 기대여명 격차는 연령이 높아짐에 따라 점진적으로 혹은 다소 급격히 감소하는 패턴임을 살펴볼 수 있는데, 연령이 높아짐에 따라 기대여명 격차가 감소하는 현상은 장애상태뿐만 아니라 성별이나 사회계층을 포함한 다양한 측면에서도 관측되는 현상이다. 기본적으로 기대여명이 특정의 연령까지 생존할 것을 조건으로 하여 향후 기대되는 추가 생존 기간을 표시하는 지표임을 고려할 때 본 연구의 분석 결과는 장애를 지닌 개인들 중 신체적으로 허약한 개인들의 경우 이미 상대적으로 이른 시기에 사망한 반면 고연령대까지 생존한 장애인의 경우 비장애인과 유사한 정도의 신체적 생존 능력을 보유한 개인일 개연성이 높다는 점을 반영한다고 추정해볼 수 있다.

〈표 5〉 장애상태별 기대여명 추정치와 표준오차(45~85세)

연령	장애			비장애		
	총 기대여명	건강기대여명	불건강기대여명	총 기대여명	건강기대여명	불건강기대여명
45	32,999(1,052)	13,925(0,632)	19,074(0,783)	42,084(1,482)	27,478(0,551)	14,607(1,069)
46	32,151(1,031)	13,405(0,601)	18,746(0,766)	41,120(1,485)	26,604(0,552)	14,516(1,071)
47	31,311(1,011)	12,897(0,572)	18,413(0,750)	40,159(1,488)	25,738(0,554)	14,421(1,073)
48	30,479(0,991)	12,401(0,544)	18,078(0,735)	39,202(1,492)	24,881(0,555)	14,321(1,076)
49	29,656(0,972)	11,918(0,519)	17,739(0,722)	38,249(1,496)	24,034(0,557)	14,215(1,078)
50	28,843(0,954)	11,446(0,495)	17,396(0,710)	37,300(1,501)	23,195(0,559)	14,104(1,081)
51	28,039(0,937)	10,987(0,472)	17,052(0,698)	36,355(1,506)	22,367(0,561)	13,988(1,084)
52	27,244(0,921)	10,540(0,452)	16,704(0,688)	35,415(1,511)	21,549(0,563)	13,866(1,087)
53	26,460(0,907)	10,105(0,433)	16,355(0,680)	34,481(1,516)	20,743(0,565)	13,738(1,090)
54	25,687(0,894)	9,683(0,417)	16,004(0,672)	33,552(1,522)	19,948(0,566)	13,604(1,094)
55	24,923(0,883)	9,272(0,401)	15,651(0,666)	32,630(1,529)	19,165(0,568)	13,464(1,098)
56	24,171(0,873)	8,874(0,388)	15,297(0,661)	31,714(1,535)	18,396(0,570)	13,318(1,102)
57	23,430(0,865)	8,487(0,376)	14,943(0,657)	30,805(1,542)	17,639(0,572)	13,166(1,107)
58	22,700(0,858)	8,113(0,366)	14,588(0,655)	29,903(1,550)	16,896(0,574)	13,007(1,112)
59	21,983(0,854)	7,750(0,357)	14,232(0,654)	29,010(1,557)	16,168(0,576)	12,842(1,117)
60	21,277(0,850)	7,399(0,349)	13,878(0,653)	28,125(1,565)	15,455(0,577)	12,670(1,122)
61	20,583(0,849)	7,059(0,342)	13,523(0,654)	27,250(1,573)	14,757(0,579)	12,492(1,128)
62	19,901(0,849)	6,731(0,336)	13,170(0,656)	26,384(1,582)	14,075(0,580)	12,308(1,134)
63	19,232(0,850)	6,414(0,332)	12,818(0,659)	25,528(1,591)	13,410(0,581)	12,118(1,141)
64	18,576(0,853)	6,109(0,327)	12,468(0,663)	24,683(1,599)	12,762(0,581)	11,921(1,147)
65	17,933(0,857)	5,814(0,324)	12,119(0,668)	23,849(1,608)	12,131(0,581)	11,718(1,154)
66	17,303(0,863)	5,530(0,321)	11,774(0,673)	23,028(1,617)	11,518(0,581)	11,509(1,161)
67	16,687(0,869)	5,256(0,318)	11,430(0,679)	22,219(1,626)	10,924(0,581)	11,295(1,168)
68	16,083(0,876)	4,993(0,315)	11,090(0,686)	21,423(1,635)	10,347(0,580)	11,076(1,176)
69	15,493(0,884)	4,740(0,313)	10,753(0,693)	20,641(1,644)	9,790(0,578)	10,851(1,183)
70	14,917(0,892)	4,497(0,310)	10,420(0,701)	19,873(1,652)	9,252(0,576)	10,621(1,191)
71	14,355(0,901)	4,264(0,308)	10,091(0,709)	19,120(1,660)	8,732(0,574)	10,387(1,199)
72	13,806(0,910)	4,041(0,306)	9,766(0,717)	18,382(1,668)	8,233(0,571)	10,149(1,206)
73	13,271(0,919)	3,826(0,304)	9,445(0,725)	17,660(1,675)	7,752(0,567)	9,907(1,214)
74	12,751(0,929)	3,621(0,301)	9,129(0,733)	16,954(1,681)	7,291(0,563)	9,662(1,221)
75	12,244(0,938)	3,425(0,299)	8,819(0,741)	16,265(1,687)	6,850(0,558)	9,415(1,229)
76	11,751(0,946)	3,237(0,296)	8,514(0,749)	15,593(1,692)	6,428(0,552)	9,165(1,236)
77	11,272(0,955)	3,058(0,293)	8,214(0,757)	14,938(1,695)	6,025(0,546)	8,913(1,242)
78	10,807(0,963)	2,887(0,290)	7,920(0,764)	14,301(1,698)	5,641(0,539)	8,660(1,248)
79	10,355(0,970)	2,724(0,287)	7,632(0,771)	13,682(1,700)	5,275(0,531)	8,407(1,254)
80	9,918(0,977)	2,568(0,284)	7,350(0,778)	13,081(1,700)	4,928(0,523)	8,153(1,259)
81	9,494(0,983)	2,420(0,280)	7,074(0,784)	12,499(1,699)	4,599(0,514)	7,900(1,263)
82	9,085(0,989)	2,280(0,277)	6,805(0,789)	11,935(1,696)	4,288(0,504)	7,648(1,267)
83	8,688(0,993)	2,146(0,273)	6,542(0,794)	11,390(1,692)	3,993(0,494)	7,397(1,269)
84	8,306(0,997)	2,019(0,269)	6,287(0,798)	10,863(1,687)	3,716(0,483)	7,148(1,271)
85	7,936(0,999)	1,899(0,265)	6,038(0,801)	10,355(1,679)	3,454(0,472)	6,901(1,271)

주: 노동패널 6~12차 자료에 기초하여 도출한 기대여명 추정치(괄호 안은 표준오차)임.

V. 논의 및 결론

노동패널 자료를 활용하여 본 연구는 현재까지 국내의 경우 거의 알려지지 않은 장애와 기대여명 사이의 연관성을 경험적으로 분석하고자 하였다. 분석 결과는, 첫째, 기준 시점에서 정의된 신체적 기능 장애를 지닌 개인들과 그렇지 않은 개인들 사이에는 총 기대여명에서 상당한 정도의 격차가 존재함을 보여 주었다. 본 연구에서 추정된 장애상태별 기대여명 격차는 45세 기준으로 대략 9년(65세 기준으로 대략 6년) 정도로 나타남으로써 통계청의 성별 기대여명 격차에 비해서도 높은 것으로 분석되었다⁸⁾.

둘째, 분석 결과는 장애상태별 총 기대여명뿐만 아니라 건강기대여명에서의 차이 또한 존재함을 보여 주었다. 특히, 상대적으로 젊은 연령대의 경우 장애상태별 건강기대여명에서의 격차는 총 기대여명에서의 격차에 비해 더욱 크게 나타남을 살펴볼 수 있었다. 반면 불건강기대여명에서의 장애상태별 격차는 총 기대여명이나 건강기대여명에 비해 상대적으로 크지 않은 것으로 분석되었다. 그러나 분석 결과는 상대적으로 젊은 연령대의 경우 장애를 지닌 개인들은 그렇지 않은 개인들에 비해 전체 생존 기간이 짧음에도 불구하고 불건강기대여명의 절대치는 오히려 높은 수준임을 보여 주었다⁹⁾.

종합적으로 본 연구의 분석 결과는 장애를 지닌 개인들의 경우 절대적인 생존 기간이 짧을 뿐만 아니라 생존 기간 동안 건강하지 못한 상태에서 체류하는 기간의 비중이 높게 나타남으로써 장애의 발생이 단순히 생존 기간이라는 양적 측면 뿐만 아니라 생존 기간 동안 경험하는 건강 관련 삶의 질에서도 광범위한 영향을 미치고 있음을 보여 주고 있다. 비록 본 연구가 장애와 기대여명 사이의 연관성과

8) 참고로 통계청의 2009년 생명표에서 45세 기준 기대여명은 남성 33.81년 그리고 여성 40.09년으로 그 차이는 6.28년이다(65세 기준 성별 기대여명 격차는 4.46년).

9) 본 연구와 직접적으로 연관된 것은 아니지만 건강기대여명과 관련된 선행 연구들은 대체로 본 연구의 분석 결과처럼 집단별 기대여명에서의 차이는 총 기대여명보다는 건강기대여명에서 보다 강하게 나타남을 시사하고 있다. 예컨대, 사회계층별 총 기대여명 및 건강기대여명과 관련된 연구들을 검토한 Crimmins·Cambois(2003)의 분석 결과에 의하면 총 기대여명에서의 격차(최대 6년)에 비해 건강기대여명에서의 격차(최대 18년)가 훨씬 높게 나타나고 있다.

관련된 초기적 분석임에도 불구하고, 장애상태별 기대여명 차이와 관련된 본 연구의 분석 결과는 외국에서 이루어진 기존 연구들과 마찬가지로 우리나라에서도 장애와 기대여명 사이의 연관성 문제가 향후 보다 심층적인 후속 연구가 필요한 영역임을 시사하고 있다.

분석 결과는 또한 장애의 존재가 절대적인 생존 기간뿐만 아니라 생존 기간 동안 경험하는 삶의 질에도 유의미한 영향을 미치는 요인임을 압축적으로 보여 줌으로써 전통적인 단순 생명표 모형에 비해 생존 기간 동안의 건강상태와 같은 추가적인 정보를 동시에 고려하는 다중상태 생명표 모형의 유용성을 잘 보여 주고 있다. 특히, 본 연구에서 사용한 장애상태의 분류가 전 관측 기간을 포괄하는 대신 초기 시점에서 이루어진 횡단면적 정의라는 특성을 갖고 있음을 고려할 때 다중상태 생명표 모형은 전통적인 단순 생명표 모형과 달리 이러한 초기의 장애상태가 후속적으로 생애에 걸친 건강 관련 삶의 질에 어떠한 함의를 갖는가에 관한 보다 풍성한 정보를 제공할 수 있음을 보여 주고 있다.

마지막으로 본 연구가 지닌 한계와 후속 연구의 필요성을 지적할 필요가 있는데, 우선 앞서서도 언급했듯이 자료의 제약으로 인해 본 연구에서 사용된 장애의 정의가 제한적이라는 점이다. 물론 이 문제는 현 시점에서 쉽게 해소될 수 있는 문제는 아니며, 향후 장애인 복지와 관련하여 다양한 장애 관련 측정치를 설문에 반영하는 노력이 필요하다. 본 연구의 경우 전체 분석 대상자들을 신체적 기능 수행과 관련된 제약을 기준으로 하여 분류하고 있지만, 장애를 지닌 개인들의 경우에도 그 내부적 이질성은 매우 크다. 비록 본 연구처럼 기대여명의 측면에서 장애인과 비장애인을 단순히 비교하는 것도 가능하지만 장애인 내부에 존재하는 기대여명에서의 차이 또한 검토될 필요가 있는 사항이다. 특히, 향후 정책적으로 활용 가능성이 높은 기초 자료를 생산하기 위해서는 조사 설계의 과정에서 장애의 정의와 관련된 체계적인 검토와 함께 장애를 지닌 개인들의 경우 그 내부적 이질성을 추가적으로 검토할 수 있도록 하는 고려가 필요하다.

장애에 대한 정의 문제와도 연관된 것이지만 노동패널 자료의 제약으로 인한 한계 또한 지적될 필요가 있다. 노동패널 제1차에서 제12차 사이에 발생한 전체

사망건수는 700건 이상이지만 본 연구의 경우 기준 정보를 획득한 2003년(제6차) 이후의 사망건수만을 활용할 수밖에 없었다는 점에서 상대적으로 제약이 컸다. 향후 노동패널조사의 사망력 자료가 축적됨에 따라 장애와 기대여명 사이의 연관성을 성별과 같은 추가적인 준거를 기준으로 세분하여 분석할 필요가 있을 것이다. 또한 본 연구에서는 기대여명의 추정을 위해 연령 제한을 두었는데 향후 자료가 축적될 경우 기대여명 추정 연령의 하한을 확장할 필요가 있다. 또한 본 연구의 경우 연령이 높아짐에 따라 장애를 경험할 개연성이 높아지는 현상을 고려하여 분석 대상자의 연령 상한을 두었지만, 향후 노동패널 자료가 지속적으로 축적될 경우 노년기 이전에 장애가 발생한 개인들로 분석 대상을 한정하는 것이 장애와 기대여명 사이의 연관성을 분석하는 보다 바람직한 접근이 될 수 있을 것으로 보인다.

그러나 이러한 노력에도 불구하고 기본적으로 조사 설계가 상정하는 전체 표본수의 제약이 존재하기에 일반 사회조사에서 충분한 장애인 표본을 획득하는 것은 한계가 있다. 특히, 본 연구에서 검토하지는 못했지만 현재의 장애인복지법 등 대부분의 장애 관련 정의가 의학적 판단에 기초하고 있음을 고려할 때 의학적 장애 분류에 기초한 연구의 필요성 또한 작지 않다. 그러나 앞서서도 언급했듯이 의학적 기준을 충족하는 장애인 표본을 충분히 획득하는 것은 일반 사회조사의 경우 거의 불가능에 가깝다고 볼 수 있다. 이러한 점에서 장애를 지닌 개인들을 주된 목적 집단으로 하는 조사 설계의 중요성이 강조될 필요가 있다.

본 연구의 분석 결과는 또한 기본적으로 본 연구가 기초한 자료의 모집단 전체에서 관측되는 (기준 시점에서 정의된) 장애와 기대여명 사이의 연관성(association)을 기술할 뿐 그 인과관계(causality)를 분석하는 것은 아님에 유의할 필요가 있다. 물론 본 연구에서 사용된 생명표 모형의 기본 목적을 고려할 때 이러한 점은 당연한 귀결이다. 향후 장애와 기대여명 사이에 존재하는 인과관계를 보다 체계적으로 규명하기 위해서는 관련 변수들이 체계적으로 통제된 다변량 분석이 이루어질 필요가 있을 것이다. 마지막으로 본 연구에서 제시한 다중상태 생명표 모형이 건강과 사망을 중심으로 구성되고 있지만 다른 영역으로 쉽게 확장

될 수 있음이 지적될 수 있다. 예컨대, 본 연구의 경우 건강과 사망을 중심으로 생명표를 작성하였지만, 생명표 모형을 근로 및 은퇴 생애과정에 적용하는 노동생명표를 구축할 수도 있을 것이다.

참고문헌

- 권태환·김태현, 『한국인의 생명표: 1970-85년의 사망유형분석을 중심으로』, 서울대학교출판부, 1990년.
- 우해봉, 「한국 중고령층의 성별·교육수준별 건강기대여명 차이」, 『한국사회학』, 한국사회학회, 제43권 1호, 2009년, pp. 165-187.
- Bittles, A. H., Petterson, B. A., Sullivan, S. G., Hussain, R. and Montgomery, P. D., “The Influence of Intellectual Disability on Life Expectancy”, *Journal of Gerontology*, Vol. 57A No. 7, 2002, pp. M470-M472.
- Brown, A. W., Leibson, C. L., Malec, J. F., Perkins, P. K., Diehl, N. N., and Larson, D. R., “Long-Term Survival After Traumatic Brain Injury: A Population-Based Analysis”, *NeuroRehabilitation*, Vol. 19, 2004, pp. 37-43.
- Brown, J. R., “Differential Mortality and the Value of Individual Account Retirement Annuities”, NBER Working Paper 7560, National Bureau of Economic Research, 2000.
- Cambois, E., “Occupational and Educational Differentials in Mortality in French Elderly People: Magnitude and Trends over Recent Decades”, *Demographic Research*, Vol. 2 No. 11, 2004, pp. 277-304.
- Grimmins, E. M., Cambois, E., “Social Inequalities in Health Expectancy”, In J. Robine, C. D. Mathers, E. M. Grimmins, and R. M. Suzman (eds), *Determining Health Expectancies*, John Wiley & Sons, 2003, pp. 111-125.
- Grimmins, E. M., Saito, Y., “Trends in Healthy Life Expectancy in the United States, 1970-1990: Gender, Racial, and Educational Differences”, *Social Science and Medicine*, Vol. 52 No. 11, 2001, pp. 1629-1641.
- Cristia, J. P., “The Empirical Relationship between Lifetime Earnings and Mortality”, Working Paper, Congressional Budget Office, 2007.

- _____, "Rising Mortality and Life Expectancy Differentials by Lifetime Earnings in the United States", *Journal of Health Economics*, Vol. 28 No. 5, 2009, pp. 984-995.
- Duggan, J. E., Gillingham, R., and Greenlees, J. S., "Mortality and Lifetime Income: Evidence from U.S. Social Security Records", IMF Working Paper, International Monetary Fund, 2007.
- Ferraro, K. F., Farmer, M. M., and Wybraniec, J. A., "Health Trajectories: Long-Term Dynamics among Black and White Adults", *Journal of Health and Social Behavior*, Vol. 38 No. 1, 1997, pp. 38-54.
- Ferrucci, L., Izmirlian, G., Leveille, S., Phillips, C. L., Corti, M., Brock, D. B., and Guralnik, J. M., "Smoking, Physical Activity, and Active Life Expectancy", *American Journal of Epidemiology*, Vol. 149 No. 7, 1999, pp. 645-653.
- Frankel, H. L., Coll, J. R., Charlifue, S. W., Whiteneck, G. G., Gardner, B. P., Jamous, M. A., Krishnan, K. R., Nuseibeh, I., Savic, G., and Sett, P., "Long-Term Survival in Spinal Cord Injury: A Fifty Year Investigation", *Spinal Cord*, Vol. 36, 1998, pp. 266-274.
- Guralnik, J. M., Land, K. C., Blazer, D., Fillenbaum, G. G., and Branch, L. G., "Educational Status and Active Life Expectancy among Older Blacks and Whites", *New England Journal of Medicine*, Vol. 329 No. 2, 1993, pp. 110-116.
- Hattersley, L., "Trends in Life Expectancy by Social Class: An Update", *Health Statistics Quarterly*, Vol. 2, 1999, pp. 16-24.
- Hutton, J. L., Cooke, T., and Pharoah, P. O. D., "Life Expectancy in Children with Cerebral Palsy", *British Medical Journal*, Vol. 309, 1994, pp. 431-435.
- Idler, E. L. and Benyamini, Y., "Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies", *Journal of Health and Social Behavior*, Vol. 38 No. 1, 1997, pp. 21-37.

- Idler, E. L. and Kasl, S., "Self-Ratings of Health: Do They Also Predict Change in Functional Ability?", *Journal of Gerontology*, Vol. 50B No. 6, 1995, S344-S353.
- Laditka, S. B. & Hayward, M. D., "The Evolution of Demographic Methods to Calculate Health Expectancies", In J. Robine, C. D. Mathers, E. M. Grimmins, and R. M. Suzman (eds.), *Determining Health Expectancies*, John Wiley & Sons, 2003, pp. 221-234.
- Laditka, S. B. and Wolf, D. A., "New Methods for Analysing Active Life Expectancy", *Journal of Aging and Health*, Vol. 10 No. 2, 1998, pp. 214-241.
- Lievre, A., Brouard, N., and Heathcote, C., "The Estimation of Health Expectancies from Cross-Longitudinal Surveys", *Mathematical Population Studies*, Vol. 10 No. 4, 2003, pp. 211-248.
- Lynch, S. M., Brown, J. S., and Harmsen, K. G., "The Effect of Altering ADL Thresholds on Active Life Expectancy Estimates for Older Persons", *Journal of Gerontology*, Vol. 58B No. 3, 2003, pp. S171-S178.
- Meara, E., Richards, S., & Cutler, D., "The Gap Gets Bigger: Changes in Mortality and Life Expectancy by Education, 1981-2000", *Health Affairs*, Vol. 27 No. 2, 2008, pp. 350-360.
- Mirowsky, J. and Ross, C. E., *Education, Social Status, and Health*, New York: ALDINE DE GRUYTER, 2003.
- Mossey, J. M. and Shapiro, E., "Self-Rated Health: A Predictor of Mortality among the Elderly", *American Journal of Public Health*, 72(8), 1982, pp 800-808.
- Office for National Statistics, "Trends in ONS Longitudinal Study of Life Expectancy by Social Class", London: Office for National Statistics, 2006.
- Pamuk, E. R., "Social Class Inequality in Mortality from 1921 to 1972 in England and Wales", *Population Studies*, Vol. 39 No. 1, 1985, pp. 17-31.

- Peres, K., Jagger, C., Lievre, A., and Barberger-Gateau, P., "Disability-Free Life Expectancy of Older French People: Gender and Education Differentials from the PAQUID Cohort", *European Journal of Ageing*, Vol. 2 No. 3, 2005, pp. 225-233.
- Reynolds, S. L., Saito, Y., and Crimmins, E. M., "The Impact of Obesity on Active Life Expectancy in Older American Men and Women", *Gerontologist*, Vol. 45 No. 4, 2005, pp. 438-444.
- Rogers, R. G., Hummer, R. A., Krueger, P. M., & Pampel, F. C., "Mortality Attributable to Cigarette Smoking in the United States", *Population and Development Review*, Vol. 31 No. 2, 2005, pp. 259-292.
- Rogot, E., Sorlie, P. D., & Johnson, N. J., "Life Expectancy by Employment Status, Income, and Education in the National Longitudinal Mortality Study", *Public Health Reports*, Vol. 107 No. 4, 1992, pp. 457-461.
- Ross, C. E. and Wu, C., "The Links between Education and Health", *American Sociological Review*, Vol. 60 No. 5, 1995, pp. 719-745.
- Shavelle, R. M., Strauss, D. J., Day, S. M., and Ojdana, K. A., "Life Expectancy", In N. D. Zasler, D. I. Katz, and R. D. Zafonte (eds.), *Brain Injury Medicine: Principles and Practice*, New York: Demos, 2007, pp. 247-261.
- Strauss, D. J., DeVivo, M. J., Paculdo, D. R., & Shavelle, R. M., "Trends in Life Expectancy after Spinal Cord Injury", *Archives of Physical Medicine and Rehabilitation*, Vol. 87, 2006, pp. 1079-1085.
- Thomas, R. and Barnes, M., "Life Expectancy for People with Disabilities", *NeuroRehabilitation*, Vol. 27 No. 2, 2010, pp. 201-209.
- Waldron, H., "Trends in Mortality Differentials and Life Expectancy for Male Social Security-Covered Workers, by Socioeconomic Status", *Social Security Bulletin*, Vol. 67 No. 3, 2007, pp. 1-28.
- White, C., Glickman, M., Johnson, B., and Corbin, T., "Social Inequalities in Adult

Male Mortality by the National Statistics Socio-Economic Classification, England and Wales, 2001-03”, *Health Statistics Quarterly*, Vol. 36, 2007, pp. 6-23.

Abstract

This study explores the association between disability and life expectancy in Korea. In particular, using multi-state life-table models, this study estimates total, healthy, and unhealthy life expectancies to simultaneously examine the quality of life as well as the length of life. Overall the results indicate that, in addition to their shorter life spans, the disabled show a higher proportion of unhealthy state in their lives. This study also finds that differences between the disabled and non-disabled are greater in healthy life expectancy than in total life expectancy, in particular for younger aged groups. Finally, compared to total and healthy life expectancies, the results do not show significant differences in unhealthy life expectancy in general.

※ Key words: disability, healthy life expectancy, life expectancy, life-table model