

연구논문

우리나라의 초고령 사망률의 확장에 대한 연구*

An Extension of Mortality for Oldest-Old Age in Korea

김성용** · 김기환*** · 박유성****

Seongyong Kim · Keewhan Kim · Yousung Park

초고령(80세 이상) 사망률에 대한 양적, 질적 자료의 결여는 한국의 초고령 사망률에 대한 체계적인 연구의 최대 걸림돌이 되어 왔다. 그러나 세계가 경험해 보지 못한 한국의 급속한 고령화는 미래의 인구구조의 근본적인 변화를 초래하게 되어 초고령 사망률의 수준, 패턴, 그리고 추이분석은 더 이상 미룰 수 없는 과제가 되었다. 사망률 추이는 80세 이상(80+) 또는 85세 이상(85+)로 절단된 형태의 과거 사망률 자료를 115세까지의 각 세별 사망률로 확장하여 분석될 수 있다. 이러한 확장은 한국형 표준사망률의 작성이 우선되어야 가능하며 이 표준사망률을 통해 한국의 초고령 사망률의 수준과 패턴의 파악이 가능해진다. 한국형 표준 사망률의 작성은 하나의 관계모형과 11개의 함수로부터 도출되며, 성별로 최적의 모형은 적합도를 측정하는 세 가지의 통계량과 사망률의 세 가지 일치성을 기준으로 선택되었다. 본 논문에서는 작성된 표준사망률을 이용하여 과거의 절단된 사망률을 확장하였고 이 확장 과정에서 필연적으로 발생하는 중단면적인 사망률의 일치성을 해결하는 방안을 제시하였다.

주제어: 초고령 사망률, 표준사망률, 사망률 확장, 사망률의 일치성

Mortality for oldest-old age (aged 80 or over) in Korea has never been studied mainly due to lack of data leaving its quality aside. The rapid aging recently occurring in Korea, which no other country has never experienced, must introduce a drastic change in the structure of future population pyramid, requiring a careful investigation

* 이 논문은 2010년 정부재원(교육과학기술부 인문사회연구역량강화사업비)으로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었음(NRF-2010-411-B00028)

** 고려대학교 세종캠퍼스 경제통계연구소 연구교수

*** 고려대학교 세종캠퍼스 정보통계학과 교수

**** 교신저자(corresponding author): 고려대학교 통계학과 교수 박유성.

E-mail: yspark@korea.ac.kr

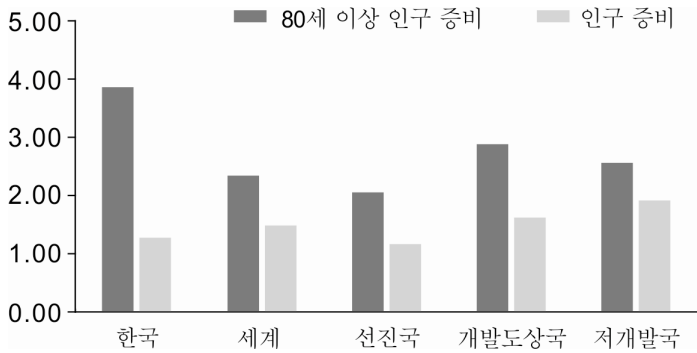
on mortality level, pattern, and trend for the oldest-old age in Korea. For mortality trend, we need to extend the past mortality data, which has provided only an open-ended age interval 80 or 85 years and over, to age-specific mortality up to 115 years old. A prerequisite for such an extension is constructing a Korean standard mortality by which one can figure out the mortality level and pattern of the oldest-old age. A Korean standard mortality is proposed by applying one relational model and eleven functions from which we select best models for each sex in terms of three measures of fits and three consistencies of mortality. Then we extend the mortality of the open-ended age intervals by providing a method to avoid the longitudinal consistency of mortality.

key words : mortality for oldest-old age, standard mortality, extension of age-specific mortality, consistencies of mortality

I. 서론

고령화(aging)연구의 핵심은 초고령(oldest-old age)인 80세 이상의 인구 및 사망률의 연령별 수준, 패턴 그리고 추이의 파악에 있다. UN(United Nations 2009)의 2008년 World Population Prospect에 따르면 1980년의 세계 인구는 44억 3,761만 명이었으며 이 중 80세 이상은 3,666만 명이었다. 이 세계 인구는 2005년 65억 1,228만여 명으로 1980년 대비 1.47배 증가하였으나 80세 이상의 인구는 8,652만여 명으로 2.36배 증가한 것으로 나타나 초고령인구의 증가가 두드러진 것으로 나타났다. 한편, 한국은 1980년 총인구는 3,741만 명이고 이 중 17만 명이 80세 이상이었으며 2005년 총인구는 4,704만여 명으로 1980년 대비 1.26배 증가하였으나, 80세 이상의 인구는 2005년 약 67만 명으로 증가하여 25년 동안 3.88배 증가한 것으로 나타났다.

<그림 1>에서 보듯 선진국의 경우 2005년 총인구는 1980년 대비 1.12배 증가하였으나 80세 이상 인구의 경우 2.03배 증가하였으며, 개발도상국의 경우 동기간 동안 총인구는 1.58배 증가하였으나 80세 이상 인구는 2.85배 증가하였다. 저개발국의 경우 총인구는 1.88배 증가하였으며 80세 이상 인구는 2.51배 증가하였다. 한국의 총인구 증가율은 선진국보다는 약간 높지만 세계인구의 증가율에 비해 낮게 나타났다. 그러나 80세 이상의 인구 증가는 세계의 어느 기준보다 매우 빠르게 진행되고 있음을 보여주고 있다. 이는 한국의 고령화 속도가 전세계의 평균에 비해 더 빠른 속도로 진행되고 있음을 의미한다.



〈그림 1〉 2005년 전체 인구 및 80세 이상 인구 증가비

〈표 1〉을 통해 한국의 경우를 좀더 자세하게 살펴보면, 남자의 경우 1985년 총 사망자수는 140,520명이었으며 이중 80세 이상의 사망자수는 12,568명으로 약 8.94%를 차지했고 2009년 총 137,702명의 사망자 중 80세 이상의 사망자 비율은 20.89%로 1985년에 비해 약 2.34배 증가한 것으로 나타났다. 여자의 경우, 1985년 총 99,491명의 사망자 중 24.27%가 80세 이상에서 발생하였으며, 2009년 총 109,192명의 사망자 중 약 46.33%가 80세 이상에서 발생하여 1985년 대비 1.91배 증가한 것으로 나타났다. 특히, 남성 사망자수는 점점 감소하고 있으나 여성 사망자수는 완만한 증가세를 보이고 있어, 남성의 고령화 속도가 여성보다 빠르게 진행되는 것을 보여주고 있다. 여성의 경우, 2009년에 선진국 수준인 42%를 상회하는 46.33%의 80세 이상 사망자 비율을 보임에 따라 여성의 고령화는 이미 선진국 수준에 도달한 것으로 보인다.

〈표 1〉 한국의 초고령(80세 이상) 사망통계

연도	남자			여자		
	총 사망자수	80세 이상 사망자수	80세 이상 사망 비율	총 사망자수	80세 이상 사망자수	80세 이상 사망 비율
1985	140,520	12,568	8.94%	99,491	24,150	24.27%
1990	138,667	14,735	10.63%	102,736	30,280	29.47%
1995	137,047	16,312	11.90%	105,729	35,562	33.64%
2000	136,483	20,453	14.99%	109,664	41,960	38.26%
2005	134,382	25,079	18.66%	109,493	47,022	42.95%
2009	137,702	28,764	20.89%	109,192	50,590	46.33%

이러한 관점에서 볼 때 우리나라의 80세 이상 초고령 인구에 대한 사망률의 수준, 패턴, 추이 그리고 초고령 인구구조의 변화에 대한 연구는 매우 중요하다. 특히, 80세 이상의 사망률은 기대여명을 결정하는 핵심이며 장기인구추계를 위한 필수적인 기초자료가 된다. 그러나 우리나라의 경우, 2000년까지 센서스 자료는 85+로만 집계되어 85세 이상의 연령별 사망 및 인구 자료가 제공되지 않는다. 또한, 추계인구자료에서는 1999년까지는 80+으로 집계되어 있으며, 2000년부터 95+으로 집계되어 있다. UN 인구국에서도 1996년까지 80+으로만 집계되어 80세 이상의 연령별 사망 및 인구자료는 제공되지 않고 있다. 이와 같이 초고령에서의 자료가 80+ 또는 85+로만 집계된 주된 이유는, 특히 후진국의 경우, 초고령 자료가 존재하지 않거나 설령 존재하더라도 부정확한 연령보고 등으로 인한 자료의 신뢰성이 확보되지 않기 때문이다(Condran et al. 1991; Hill 1999; Boleslawski & Tabeau 2001; Beuttner 2003).

고령화로 인한 초고령 인구 및 사망률 연구를 위한 자료의 필요성에 의해 1997년 UN은 고령인구의 사망률을 100세 이상으로 확장시키는 프로젝트를 다음의 세 가지 측면에서 검토하게 되었다. 첫 번째로 Himes et al.(1994)이 제안한 고연령 사망률에 대한 연구, 두 번째로 Heligman & Pollard(1980)의 고연령 사망률의 함수를 이용한 연구, 그리고 마지막으로 Coale & Kisker(1990)의 사망률함수에 대한 연구를 통해 기존의 80+로 되어 있는 사망률 자료를 100세 이상으로 확장시키는 방안을 수립하게 되었다(United Nations 1997).

사망률의 확장(extension)에 이용되는 방법은 관계모형(relational model)과 수학적 함수를 이용하는 방법이 있다. 첫 번째 Himes et al.(1994)의 연구는 관계모형에 해당되며 신뢰성이 확보된 초고령 사망자료를 이용하여 표준사망률(standard mortality)을 제공하고(이를 HPC 표준사망률이라고 한다) 이 표준사망률을 독립변수로 하는 단순회귀모형을 통해 절단된 초고령 사망률을 복원하게 된다. 또한 이 HPC 표준사망률은 사망률자료가 불충분하거나 존재하지 않은 후진국을 위한 UN 모형생명표(UN model life table)를 만드는 데에도 사용된다.

수학적 함수를 이용한 사망률의 확장은 1개 이상의 모수를 가지고 있는 지수함수, 로지스틱함수 또는 다항함수 등을 신뢰성이 확보된 사망률 자료에 적합하여 모수를 추정한 후, 초고령에서 절단된 사망률을 외삽(extrapolation)하게 된다. 앞에서 언급한 UN의 두 번째 및 세 번째 연구가 이에 해당된다.

Beuttner(2003)는 앞에서 언급한 1997년 UN의 프로젝트에서 세 가지 연구가 어떻게 이

용되는가와 115세까지 확장된 HPC 표준사망률의 계산방법을 설명하고 있다. Boleslawsk & Tabeau(2001)은 고연령대에서의 사망률의 연령별 패턴을 파악하기 위해 Coale & Kisker 모형 등을 포함한 11개의 수학적 함수의 특성과 적합도를 실제자료에 기반하여 비교·분석하였다. 이들은 최소한 90세까지 신뢰성이 확보된 사망률자료가 존재하면 Coale & Kisker 모형을 추천하였으며 최소한 신뢰할 수 있는 85세까지의 자료가 존재하면 다항함수를 이용한 사망률의 연령별 패턴을 초고령까지 외삽하는 것을 권고하고 있다.

Murray et al.(2003)은 Coale & Demeny(1966)와 UN의 모형생명표의 시스템을 이용한 관계모형 기법은 개발도상국의 사망률 패턴을 제대로 설명하지 못하고 있다고 지적하였다. 주된 이유는 이들 모형생명표들은 선진국을 기준으로 작성되었기 때문이며 이들 모형생명표들과 개발도상국의 사망률과의 관계는 부분적으로만 선형관계가 성립되기 때문이라고 설명하고 있다. Bongaarts(2005)는 기간별 연령별 사망률(period-age specific mortality)을 수학적 함수에 적용시킨 방법과 전통적인 Lee-Carter 방법론(Lee & Carter 1992; Lee & Miller 2001; Booth et al. 2002)을 비교하였으며, Lee-Carter 방법론의 대안으로 변이 로지스틱모형(shifting logistic model)을 제안하고 있다.

초고령 사망률의 패턴과 추이의 분석 그리고 절단된 사망률의 확장을 위해 반드시 충족시켜야 할 전제조건은 다음의 일치성(consistency) 문제이다. 첫 번째 일치성은 초고령에서의 성별 사망률의 역전현상(crossover)이 일어나지 않아야 한다. 즉 초고령에서의 성별 기대여명(life expectancy)의 교차현상이 일어나지 않기 위해 여성의 사망률이 남성의 사망률보다 낮아야 한다. 두 번째 일치성은 사망률의 증가율이 특정 고연령 이후에는 변하지 않거나 감소하는 추세를 유지해야 한다(Condran et al. 1991; Wilmoth 1995; Boleslawski & Tabeau 2001). 세 번째 일치성은 초고령에서의 기간별 사망률의 순서가 0세에서의 기대여명의 순서와 일치해야 한다(Beuttner 2003).

이 세 가지 일치성 중 첫 번째와 두 번째 일치성은 고정된 시점에서의 연령별, 성별 일치성으로 횡단면적인(cross-sectional) 일치성으로 해석될 수 있다. 세 번째 일치성은 고정된 연령과 성(gender)에서 시간이 지날수록 사망률이 감소 또는 최소한 증가하지 않아야 하는 중단면적인(longitudinal) 관점에서의 일치성으로 해석될 수 있다. 특히, 초고령에서는 연령별 인구수가 크지 않기 때문에 사망률이 매우 민감하게 반응하여 중단면적인 일치성은 도전적인 과제로 남아 있다. 본 연구에서는 횡단면적인 일치성과 중단면적인 일치성을 모두 만족하는 방법론을 제시할 것이다.

본 연구의 주목적은 위의 세 가지 일치성을 만족하고 한국의 연령별 사망률의 패턴과 추이를 가장 잘 설명할 수 있는 모형을 제시하는 데 있다. 이를 위해 100세 이상(100+)으로 사망률 자료가 정리되었고 신뢰성이 확보된 것으로 판단되는 2005년 이후의 사망률 자료에 HPC 관계모형을 포함하여 총 12개의 통계적, 수학적 모형을 적합하여 비교하고자 한다. 먼저 무작위변동(random variation)의 영향을 최소화하기 위해 사망률 자료를 통합(pooled)한 후 이 통합된 자료를 가장 잘 평활(smoothing)할 수 있는 이동평균을 선택한다. 평활된 자료에 12가지의 모형을 적합하여 앞의 세 가지 일치성 이외에 두 가지 모형선택 기준의 관점에서 한국의 초고령 사망률의 연령별 수준과 패턴을 가장 잘 설명하는 모형을 제시한다. 선택된 모형을 이용하여 HPC 표준사망률에 대응하는 한국형 표준사망률(Korea Standard Mortality, KSM)을 제시하고 Brass system(Brass 1977)에 따라 절단된 과거의 사망률 자료를 복원하는 방법을 제시하고자 한다. 그러나 이 복원된 사망률 자료는 일반적으로 중단면적인 일치성을 만족하지 못한다. 이 문제를 해결하기 위해 관찰된 사망률의 시계열적 특성을 반영한 방법을 제시한다.

제 2장에서는 한국의 사망률 자료의 특성과 한계점을 논의하고 초고령 사망률 자료가 제공된 최근 5년간의 자료를 이용하여 초고령 사망률에 대한 기초자료의 구성방안을 논의한다. UN에서 사용하고 있는 HPC 표준사망률을 이 기초자료에 사용하여 체계적 편향(systematic bias)이 존재함을 보일 것이다. 그러므로 제 3장에서는 115세까지 사망률의 외삽을 위해 한국의 사망률 자료에 가장 적합한 수학적 함수모형을 제시하고 한국형 표준사망률의 계산과정을 제시한다. 제 4장에서는 1985년부터 2000년까지 85+로 절단된 사망률 자료에 한국형 표준사망률을 Brass system으로 확장하고 이 확장 과정에서 필연적으로 나타나는 중단면적 일치성의 문제점을 해결하기 위한 방법을 논의할 것이다. 제 5장에서는 결론 및 제언을 통해 제시된 한국형 표준사망률의 보강에 대한 향후 과제를 논의할 것이다.

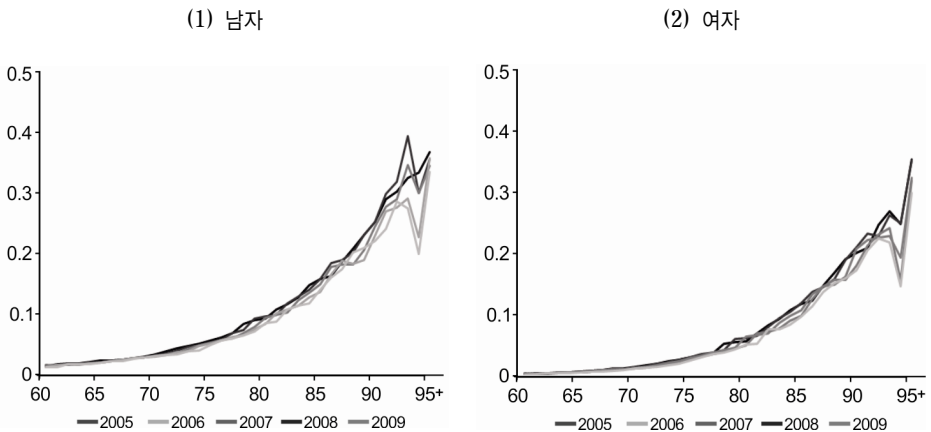
II. 한국형 표준사망률 구축을 위한 기초자료

한국의 초고령 인구 및 사망률에 대한 연구는 미지의 세계이다. 그 첫 번째 이유는 1990년대에 이르러서야 고연령 사망률의 급격한 감소로 인한 초고령 인구를 경험하게 되어 2000년부터 100세까지의 인구추계자료가 존재하기 때문이고, 두 번째 이유는 설령

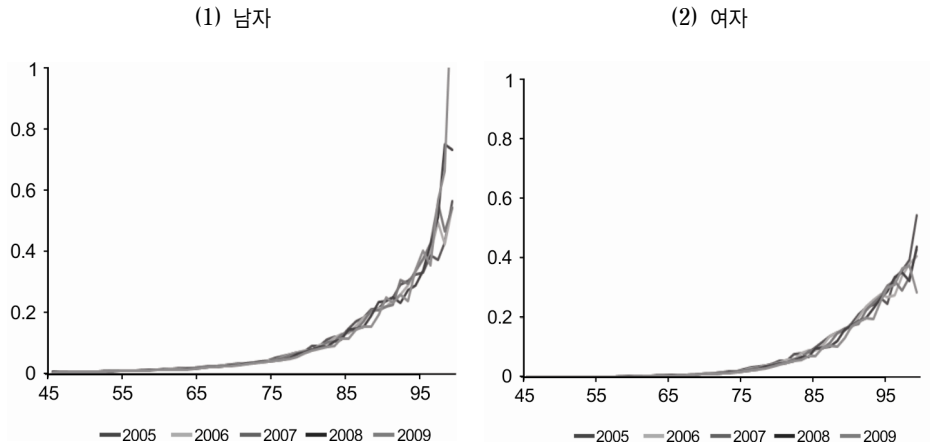
100세 이상의 인구자료가 존재하더라도 자료의 신뢰성이 확보되지 않았기 때문이다.

한국의 인구자료는 센서스인구자료와 추계인구자료가 있다. 센서스인구는 1970년부터 2000년까지 85+로 인구자료가 정리되어 오직 80세부터 84세까지의 초고령 인구자료가 존재하며, 2005년 센서스의 경우 100+로 집계되어 있다. 한편, 추계인구자료에서는 1960년부터 1999년까지는 80+로, 2000년부터 95+로 제공되고 있다. 사망자 수의 경우 1983년부터 90+으로만 집계되어 있으며, 통계청의 마이크로 데이터의 경우 100세 이상까지의 연령별 사망자를 제공하고 있지만 1997년부터의 자료만 제공하고 있다.

더군다나 <그림 2>에서 볼 수 있듯이 2001~2005년까지의 추계자료는 2001년 78세에서 사망률의 점프현상을 보이고 있으며 이 연령의 2002~2005년의 사망률 또한 동일한 점프현상을 보이고 있을 뿐만 아니라, 94세의 사망률이 갑자기 하락하는 체계적 오류를 보이고 있어 초고령 사망률의 신뢰성에 문제점을 드러내고 있다. 또한 센서스는 100+세까지 자료를 제공하지만 추계자료는 95+로 자료를 제공하고 있어 박유성 외(2010)은 추계인구자료에 대한 여러 가지 신뢰성에 대한 문제를 지적하고 있다. 그러므로 초고령 인구 및 사망률 패턴과 추세분석에서 추계인구자료보다는 센서스자료를 이용하는 것이 더 타당한 것으로 판단된다. 이러한 이유로 해서 2005년 센서스자료를 기반으로 인구동태자료(출생, 사망, 그리고 국제이동)를 이용하여 산출한 2005~2009년의 사망률자료를 분석에 이용하고자 한다.



<그림 2> 2001~2005년 연령별 사망률(추계인구 기반)



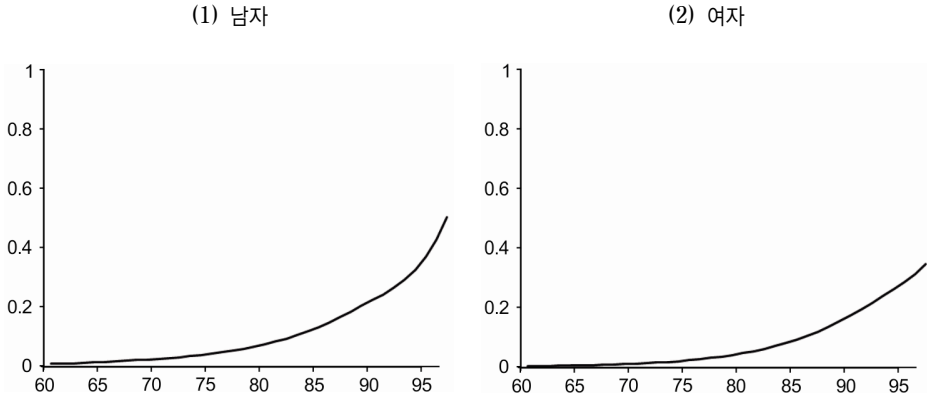
〈그림 3〉 2005~2009년 연령별 사망률(센서스자료 기반)

〈그림 3〉은 2005~2009년에 걸친 45~99세까지의 연도별 연령별 사망률(period-age specific mortality) 플롯이다. 남녀 모두 초고령 사망률의 무작위변동이 심각하여 연령별 통합과 이동평균을 통한 자료의 평활이 필요하게 된다(Beuttner 2003; Boleslawski & Tabeau 2001; Murray et al. 2003). 이뿐만 아니라 〈그림 3-(1)〉에서 볼 수 있듯이 센서스 후 인구(postcensal estimates)를 이용한 2009년 남성 사망률은 1을 초과하는 문제점 또한 발생한다.

이러한 문제들을 해결하기 위해 먼저 2005~2009년까지의 자료를 연령별로 통합하여 산출한 연령별 사망률을 3개항, 5개항, 7개항, 그리고 9개항 이동평균 중 최소 2차 미분변동(second-order difference) 기준(Beuttner 2003)에 따라 7개항 이동평균이 가장 좋은 결과를 보였으며 그 결과는 〈그림 4〉과 같다. x 세에서의 7개항 이동평균은

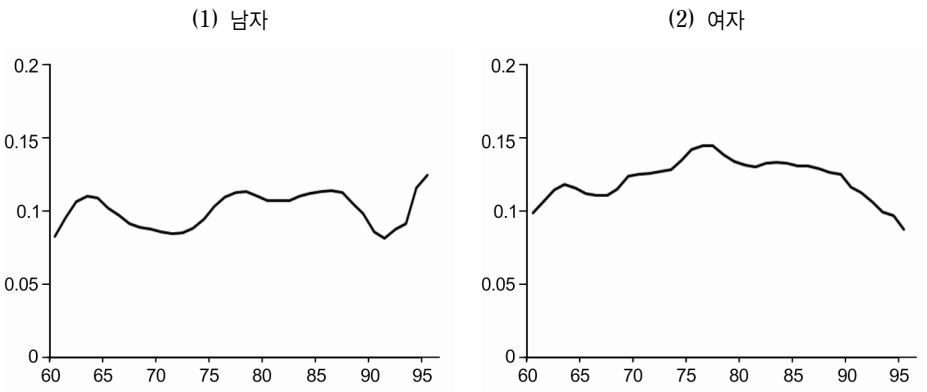
$$\frac{m_{x-3} + 2m_{x-2} + 3m_{x-1} + 4m_x + 3m_{x+1} + 2m_{x+2} + m_{x+3}}{16}$$

으로 정의되며 m_x 는 x 세에서의 사망률이다.

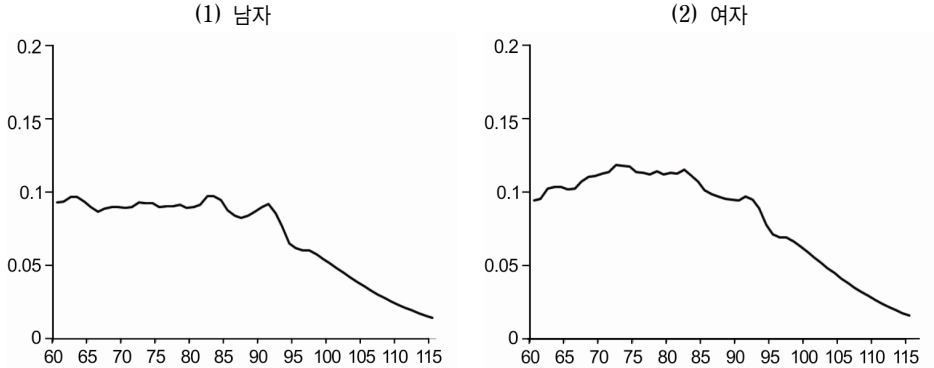


〈그림 4〉 평활된 연령별 통합사망률

〈그림 4〉에서 볼 수 있듯이 사망률은 안정적으로 평활된 것으로 판단된다. 이와 같이 평활된 사망률 m_x 의 연령에 따른 변화율인 $k_x = \log(m_x/m_{x-1})$ 를 60세부터 95세까지 살펴보면 〈그림 5〉와 같다. 이 k_x 는 근사적으로 $(m_x - m_{x-1})/m_{x-1}$ 와 같으므로 사망률의 증가율로 해석할 수 있다. 〈그림 5-(1)〉에 살펴볼 수 있듯이 남자의 경우, 일정 수준을 보이다가 86세를 기준으로 91세까지 사망률의 증가가 급속하게 감소하다가 다시 증가하는 형태를 보이고 있다. 〈그림 5-(2)〉의 여자의 경우, 사망률의 증가가 60세부터 꾸준하게 증가하다가 76세에 최고점에 이르고 이후로 점차 감소하는 모습을 보이고 있다.



〈그림 5〉 평활된 통합 사망률의 연령별 k_x



〈그림 6〉 HPC 표준사망률의 k_x

이러한 성별 k_x 의 패턴은 Boleslawski & Tabeau(2001)가 1950년부터 1994년까지 프랑스, 네덜란드, 노르웨이 3개국의 40세부터 109세까지의 자료를 바탕으로 한 k_x 의 패턴과 매우 유사한 형태를 보이고 있다. 특히 여성의 경우, Boleslawski & Tabeau의 k_x 에 대한 연구결과와 거의 일치하는 모습을 보이고 있다.

Beuttner(2003)는 사망률이 낮은 선진 16개국의 자료와 Heligman-Pollard 모형(Heligman & Pollard 1980)을 이용하여 소위 HPC 표준사망률을 작성하였다. 이 표준사망률의 60세부터 115세까지의 성별 k_x 를 그려보면 〈그림 6〉과 같다.

〈그림 5〉와 비교하여 볼 때 남성의 90세 이상을 제외하면 매우 유사한 것으로 나타났다. 90세 이상에서 한국의 남성 사망률의 패턴이 HPC 표준사망률 패턴과 다른 이유 중의 하나는, Boleslawski & Tabeau(2001)가 지적하였듯이, 90세 이상 연령대의 연령별 인구가 너무 작아서 생기는무작위변동 때문인 것으로 추정된다.

이러한 HPC 표준사망률에 대한 한국의 사망률의 유사성은 한국의 성별 연령별 사망률의 115세까지의 확장을 위한 HPC 표준사망률의 사용가능성을 의미한다. 이를 위해 〈그림 4〉의 평할된 45~90세까지의 한국의 성별 연령별 사망률을 종속변수로 하고 HPC 표준사망률을 독립변수로 하는 단순회귀(이를 Brass 시스템을 이용한 관계모형이라고 한다)하여 잔차분석을 한 결과가 〈표 2〉에 정리되어 있다. 90세까지의 자료만 이용한 이유는 〈그림 5〉에서 관찰된 사망률의 무작위변동을 배제하기 위함이다.

〈표 2〉 HPC 표준사망률에 적합한 한국의 사망률의 추정(45~90세)

적합구간	성 별	R^2	체계적 편향	
			과소추정	과대추정
45~90세	남자	0.994	45~54세, 80~97세	55~79세
	여자	0.997	45~53세, 79~97세	54~78세
45~84세	남자	0.994	45~53세, 77~97세	54~76세
	여자	0.996	45~53세, 76~97세	54~75세

〈표 2〉에서 볼 수 있듯이 두 가지 적합구간을 고려하였다. 전체 자료, 즉, 45~90세가 첫 번째 자료구간이며, 두 번째 자료구간은 과거의 85+로만 정리된 사망률 자료의 확장이라는 이 논문의 목적에 부합하도록 45~84세까지의 자료를 이용하여 85세 이상의 실제 관측치와 예측치를 비교하기 위한 목적의 구간이다. 〈표 2〉에서 결정계수 R^2 가 매우 높게 나와 한국의 사망률에 대한 HPC 표준사망률의 설명력이 높게 나타났다. 그러나 체계적 편향이 적합구간과 성별에 관계없이 근사적으로 54~79세까지 과대추정하고 있으며 그 나머지 연령의 사망률은 과소추정하고 있어 HPC 표준사망률을 이용하여 한국의 초고령 사망률을 확장하는 경우 치명적인 문제가 발생함을 알 수 있다.

Ⅲ. 한국의 초고령 사망률 패턴을 위한 모형

115세까지의 한국형 표준사망률의 작성은 과거의 절단된 사망률의 확장을 위한 기준으로 사용될 수 있을 뿐만 아니라 초고령 사망률의 수준과 패턴을 파악할 수 있고 미래의 인구를 예측하는 핵심적인 역할을 하게 된다. 제 2장에서 논의된 평활된 사망률 자료에 여러 가지 사망률 패턴함수를 적용하여 115세까지의 한국형 표준사망률을 작성하고자 한다.

성인사망률에 대한 연구는 소위 Gompertz 법칙이라 명명된 Gompertz 곡선(Gompertz 1825; GOMP로 표기)을 포함한 다양한 지수함수, 로지스틱함수 및 다항함수를 이용하여 진행되어 왔다. Gompertz 곡선은 실제자료와 적합도가 비교적 좋게 나오지만 40대 이하에서는 과소추정하는 경향이 있으며 초고령에서는 과대추정하는 경향이 있는 것으로 나타났다(Bongaarts 2005). 이를 보완하기 위해 Makeham(1860)은 Gompertz 곡선에 모수

를 1개 더 추가하여 40대 이하의 사망률의 과소추정을 조정하였다(MAKE로 표기). 그러나 이 모형 역시 초고령에서 사망률을 과대추정하는 단점을 보완하지 못해서 다양한 로지스틱 함수에 의한 성인사망률의 연구가 진행되어 왔다.

사망률의 로지스틱 값이 연령의 선형함수라는 가정에서 도출된 Himes et al.(1994) 모형(HPC로 표기), 이 HPC모형에 모수를 1개 더 추가(Beard 1971; BRD로 표기)하거나 2개를 더 추가(Perks 1932; PRS로 표기)한 로지스틱 모형이 대표적이다. 초고령에서의 사망률의 증가율이 지수함수와 로지스틱 함수의 중간 정도인 멱함수(power function)를 이용한 Weibull(1951) 모형(WEIB로 표기), 이 Weibull 모형에서 발생하는 40대 이하의 과대추정문제를 해결하기 위해 모수를 1개 더 추가한 shifted Weibull 모형(S- WEIB로 표기)이 있다.

이 외에도 사망률 대신에 사망률의 증가율(k_x)이 연령에 대해 선형함수라는 가정으로부터 도출된 Coale & Kisker(1990) 모형(CK로 표기)이 있으며, 사망률 대신에 사망확률의 로지스틱 값이 연령에 대해 선형함수라는 가정으로부터 도출된 Heligman & Pollard (1980) 모형(HP로 표기)이 있다. CK 모형은 주로 85세 이상의 사망률의 증가가 선형적으로 감소한다는 가정에서 출발한 모형이다. 그러므로 이 모형은 최소한 110세까지 신뢰성이 있는 사망률자료가 존재할 때 추정될 수 있는 모형이며(Boleslawski & Tabeau 2001), 주로 90세 이상에서 남녀간의 사망률이 뒤바뀌지 않도록 하기 위해 사용되고 있다(Beuttner 2003). HP 모형은 전 연령대에 걸친 사망률의 패턴을 추정하기 위한 모형으로 원래는 8개의 모수로 구성된 로지스틱 함수이지만, 고령(60세 이상)만을 고려할 경우는 모수가 2개인 전통적인 로지스틱 함수가 된다.

이러한 9개의 함수와 사망률이 2차 다항식(QUAD 표기) 또는 3차 다항식(CUB로 표기)에 따른다는 가정의 두 개의 다항함수를 추가적으로 포함하여 총 11개의 함수를 이용하여 한국의 초고령 사망률에 적합한 모형을 찾고자 한다. 이 함수들의 형태와 추정해야 할 모수의 개수가 <표 3>에 정리되어 있다.

이 함수들을 제 2장의 평활된 자료에 적용한 후 모수를 추정하고 다음의 세 가지 기준에 의해 최적의 함수를 선택하고자 한다. 첫 번째는 적합도이다. 적합도의 측도는 사망률 m_x 와 사망률의 변화율 k_x 에 대한 SSE(sum of squared error)와 MAPE(mean absolute percentage error)를 사용한다. 사망률에 대한 적합도가 작더라도 체계적인 편향이 발생하면 k_x 의 적합도에 문제가 발생하게 된다. SSE와 MAPE가 작을수록 좋은 모형을 의미하며 MAPE는 실제값 대비 추정치가 몇 % 벗어났는지를 측정하는 척도이다.

〈표 3〉 한국의 초고령 사망률 적합을 위한 함수와 모수

함수명	식	모수의 개수
GOMP	$m_x = be^{ax}$	2
MAKE	$m_x = c + be^{ax}$	3
CK	$m_x = e^{a+bx+cx^2}$	3
HPC	$m_x = \frac{be^{ax}}{1+be^{ax}}$	2
BRD	$m_x = \frac{be^{ax}}{1+ce^{ax}}$	3
PRS	$m_x = \frac{d+be^{ax}}{1+ce^{ax}}$	4
HP	$q_x = \frac{be^{ax}}{1+be^{ax}}$	2
WEIB	$m_x = bx^a$	2
S-WEIB	$m_x = c + bx^a$	3
QUAD	$m_x = a + bx + cx^2$	3
CUB	$m_x = a + bx + cx^2 + dx^3$	4

두 번째 기준은 일치성이다. 초고연령에서 남자의 사망률이 여자의 사망률보다 높거나 같아야 하며 k_x 의 형태가 고연령대에서 증가하다가 특정연령 이후에는 변하지 않거나 감소하는 추세를 유지해야 한다. 세 번째 기준은 적합된 함수에 의해서 계산된 모형기대여명(model life expectancy)과 경험기대여명(empirical life expectancy) 간의 차이가 작아야 한다.

이러한 세 가지 기준에 의한 최적의 함수를 찾기 위해서는 〈표 3〉에 정리되어 있는 모수를 추정해야 한다. 모수 추정을 위한 목적함수는

$$m_x = \sum_{x=65}^{95} \left(\frac{m_x - \hat{m}_x}{m_x} \right)^2$$

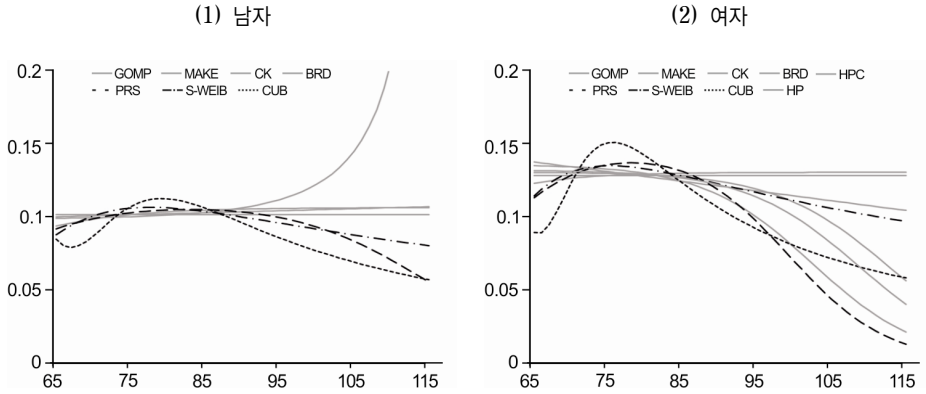
으로 m_x 는 관찰된 사망률을, \hat{m}_x 는 〈표 3〉에 제공된 11개 함수 중 하나의 함수에 의해 추

정된 사망률을 나타낸다. 이 목적함수를 최소화하는 모수의 추정치는 사망자수가 포아송 과정을 따를 때의 최우추정치와 근사적으로 일치한다(Van Imhoff 1991; Boleslawski & Tabeau 2001). 이 목적함수를 최소화하기 위해 사용한 자료는 제 2장에서 평활한 65~95세까지의 사망자 자료이며 최소화 과정은 SAS의 NLP procedure를 이용하여 모수를 추정하였다. 그러나 남성의 경우, <그림 5>에서 살펴보았듯이 91세 이상에서 무작위변동이 있는 것으로 나타나 65~90세까지의 사망자 자료를 이용하였다.

<표 4>에서 볼 수 있듯이 남자의 경우, WEIB와 QUAD의 경우 2개의 척도에서 문제가 있으며, HPC와 HP는 k_x 의 MAPE가 10% 이상으로 체계적인 편이가 발생하는 것으로 나타난다. 따라서 남자의 경우 적합도에서 문제가 발생하지 않는 모형은 GOMP, MAKE, CK, BRD, PRS, S-WEIB, CUB 등 7개 모형이다. 한편 여자의 경우, QUAD는 4개의 척도에서 문제가 드러나고 있으며, WEIB는 k_x 의 MAPE가 10% 이상으로 큰 값을 보이고 있어 체계적인 편이가 있음을 알 수 있다. 따라서 여자의 경우, 적합도에 문제가 발생하지 않는 모형은 GOMP, MAKE, CK, HPC, BRD, PRS, HP, S-WEIB, CUB 등 9개 모형이다.

<표 4> 사망률(m_x)과 사망률의 변화율(k_x)의 적합도(단위: 10^{-2}) (남: 65~90세, 여: 65~95세)

모형	남자				여자			
	m_x		k_x		m_x		k_x	
	SSE	MAPE	SSE	MAPE	SSE	MAPE	SSE	MAPE
COMP	0.036	3.300	0.287	9.707	0.145	3.669	0.626	9.273
MAKE	0.025	2.421	0.214	8.194	0.199	3.650	0.631	8.810
CK	0.027	2.984	0.261	9.231	0.046	3.609	0.562	9.651
HPC	0.066	5.166	0.511	12.823	0.053	3.513	0.349	7.235
BRD	0.042	2.953	0.259	9.170	0.066	3.142	0.461	8.358
PRS	0.017	2.298	0.203	7.885	0.002	0.707	0.067	3.146
HP	0.043	4.151	0.369	10.948	0.037	2.913	0.395	7.960
WEIB	0.115	6.761	0.845	16.697	0.203	6.464	0.947	12.042
S-WEIB	0.015	2.773	0.245	8.469	0.053	1.727	0.265	6.146
QUAD	0.329	10.494	2.230	26.764	4.435	17.825	5.630	32.034
CUB	0.005	1.452	0.174	6.793	0.098	3.259	0.403	8.151



〈그림 7〉 남성과 여성 각각 4개 모형의 k_x

모형 선택에 있어서 사망률의 일치성은 초고령 인구에 대한 경험이 매우 짧은 한국으로서 고려해야 할 매우 중요한 요인이다. 초고령에서의 사망률에 대한 일치성은 초고령 사망률에 대한 양질의 자료를 이미 확보하고 있는 여러 선진국의 50년 이상의 자료로부터 도출된 결과이기 때문에 초고령 사회로의 진입단계에 있는 한국에서도 예상되는 사망률의 패턴이다. 선진국의 이러한 연구결과로부터 발견된 사망률의 증가율 k_x 는 60세 이후 근사적으로 70세 중반까지 증가추세를 따르다가 이 이후로는 증가율이 감소 또는 상수를 유지하는 추세를 일반적으로 따르고 있다는 것이다. 〈그림 7〉에서 볼 수 있듯이 적합도에 문제가 나타나지 않은 모형 중 남자와 여자의 모든 경우에 PRS, S-WEIB, CUB만이 이러한 패턴을 따르고 있으며, 그 외의 함수들은 단조증가하거나 단조감소하는 형태를 보이고 있다.

이제 선택된 PRS, S-WEIB, CUB를 이용하여 제 2장의 평활된 사망률을 115세까지 외삽하고자 한다. 외삽의 최초시점은 85세 이상의 연령에서 평활된 사망률과 함수추정 사망률의 차이가 최소인 연령으로 결정하였다. 즉, 남자의 경우는 PRS의 값을 91세부터, S-WEIB의 값을 94세부터, 그리고 CUB의 값을 86세부터 외삽하였다. 여자의 경우, PRS의 값을 86세부터, S-WEIB의 값을 92세부터, 그리고 CUB의 값을 88세부터 외삽하여 115세까지의 사망률을 작성하였다. 그 결과, 함수별로 사망률이 100%가 되는 연령 및 115세까지 100%에 도달하지 못할 경우 115세의 사망률을 정리하면 〈표 5〉와 같다.

〈표 5〉 함수별 최고 연령

함수명	남 자		여 자	
	최고 연령	사망률	최고 연령	사망률
PRS	106	1	115	0.723
S-WEIB	107	1	106	1
CUB	110	1	113	1

〈표 6〉 연령별 경험기대여명과 4개의 함수에 의한 모형기대여명

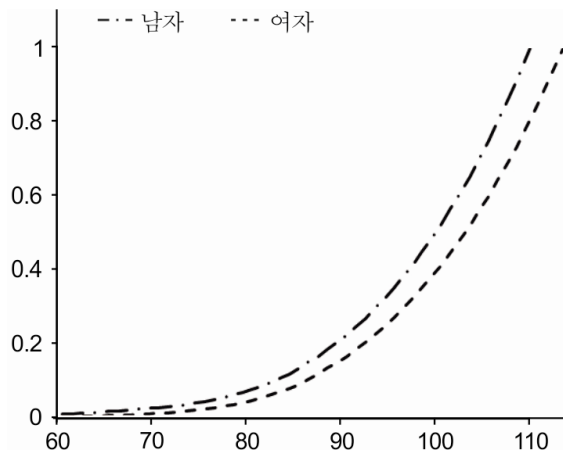
연 령	남 자				여 자		
	경 험	PRS	CUB	S-WEIB	경 험	CUB	S-WEIB
0	75.91	75.81	75.82	75.82	82.53	82.46	82.38
10	66.34	66.25	66.26	66.25	72.94	72.88	72.80
20	56.52	56.42	56.43	56.43	63.06	62.99	62.91
30	46.85	46.75	46.77	46.76	53.30	53.23	53.15
40	37.36	37.26	37.27	37.27	43.62	43.55	43.47
50	28.43	28.33	28.34	28.33	34.09	34.02	33.94
60	20.17	20.06	20.07	20.06	24.82	24.74	24.66
70	12.93	12.84	12.85	12.84	16.13	16.08	15.99
80	7.14	7.08	7.10	7.09	8.88	8.89	8.78
85	4.99	4.96	5.00	4.97	6.15	6.22	6.07
90	3.46	3.43	3.50	3.47	4.13	4.32	4.06
95	2.21	2.31	2.46	2.36	2.77	3.03	2.63
100	0.95	1.54	1.75	1.58	1.22	2.15	1.65

우리나라의 97년부터 2007년까지의 연령별 사망자 수를 살펴보면 남자의 경우 110세 이상 사망자 수는 40명이며, 그 중 3명이 114까지 생존하였다. 여자의 경우 110세 이상 사망자 수는 215명이며, 이중 23명이 114세까지 생존한 것으로 보고되고 있다. 10년 동안의 남자의 총 사망자 수가 1,487,355명 이며 여자의 총 사망자수가 1,195,892명임을 감안할 때 110세 이상 생존자 수는 0.001% 미만으로 극히 일부분이다. 이러한 점을 미루어 볼 때, 여자의 경우 PRS 함수는 115세에서의 사망률이 72.3%에 불과하므로 사망률

을 지나치게 과소추정한 것으로 여겨진다. 따라서 여자의 경우 PRS 함수를 제외한 S-WEIB와 CUB 함수를 고려하고, 남자의 경우 PRS, S-WEIB, CUB 함수를 고려하여 기대여명을 구한 결과는 <표 6>과 같다.

이 모형기대여명은 원래의 사망률자료, 즉 평활 이전의 자료로 2005~2009년까지의 자료를 연령별로 통합하여 산출한 사망률자료로부터 산출된 경험기대여명과 가능한 한 가까워야 한다. 그러나 <표 6>에서 남자의 100세에서의 기대여명을 보면 불과 0.95에 불과하다. 이는 평활하지 않은 통합된 사망률의 경우 초고령층에서 무작위변동이 크기 때문에 사망률이 지나치게 과대평가되었음을 의미한다. 따라서 각 함수를 통해 생성된 모형기대여명과 경험기대여명의 비교를 본 논문의 목적 중의 하나인 85+로 절단된 과거의 사망률을 확장하는 시작연령인 85세 이하에서 비교하도록 한다. <표 6>에 첫 번째 열에 제시된 경험기대여명과 비교를 통해 살펴보면 남자의 경우 CUB가 PRS 및 S-WEIB보다 85세 이하의 전 연령대에 걸쳐 경험기대여명과 더 가깝게 나타났다. 여자의 경우 역시 CUB가 S-WEIB보다 85세 이하의 모든 연령대에서 더 우수한 모형으로 판단된다.

최종적으로 선택된 함수인 CUB로 외삽된 사망률의 일치성을 살펴보기 위해 초고령에서의 사망률을 <그림 8>에 제시하였다. CUB에 의해 외삽된 사망률의 성별 역전현상은 발생하지 않아 두 함수는 일치성을 만족하고 있다.



<그림 8> CUB로 외삽된 성별 사망률

IV. 한국형 표준사망률과 85+에서 115세까지의 사망률의 확장

2005~2009년까지의 통합된 자료로부터 산출된 사망률은 0~59세까지 매우 안정적인 형태를 따르고 있었으며 60세 이후부터는 임의 변동이 나타나기 시작했다. Beuttner(2003)의 HPC 표준사망률의 작성방법에 따라, 한국형 표준사망률은 남녀 모두 0~59세까지는 통합된 자료로부터 구한 사망률 자료를, 60~85세는 7개항 이동평균 사망률을, 그리고 86~115세는 제 3장에서 추정된 CUB에 의해 외삽된 사망률로 구성한다. 이와 같이 작성된 한국형 성별 표준사망률은 부록에 수록하였다.

이 한국형 표준사망률을 이용하여 1985~2000년에 걸쳐 85+로 작성된 센서스사망률을 115세까지 확장하는 방법을 논의하여 보자. Brass(1977)가 제안한 Brass system의 핵심은 특정연도나 특정국가의 연령별 사망률의 로지스틱 값은 표준사망률의 로지스틱 값과 선형관계를 가지고 있다는 것이다. 한국의 사망률도 동일한 논리가 성립될 수 있는지를 살펴보기 위해 다음의 선형모형을 고려하여 보자.

$$\log \frac{m_{x,t}}{1-m_{x,t}} = \beta_{0,t} + \beta_{1,t} \log \frac{m_x^s}{1-m_x^s} + \epsilon_t$$

여기에서 $m_{x,t}$ 는 t년의 x세에서의 사망률이고 m_x^s 는 x세에서의 한국형 표준사망률이다. t=1985, 1990, 1995, 2000년 각각에서 관찰된 45~84세의 사망률의 로지스틱 값을 종속 변수로 하고 한국형 표준사망률의 로지스틱 값을 독립변수로 하는 위에 정의된 단순회귀 결과는 <표 7>에 정리되어 있다. 45세부터 선형회귀를 적합한 이유는 우리의 관심사인

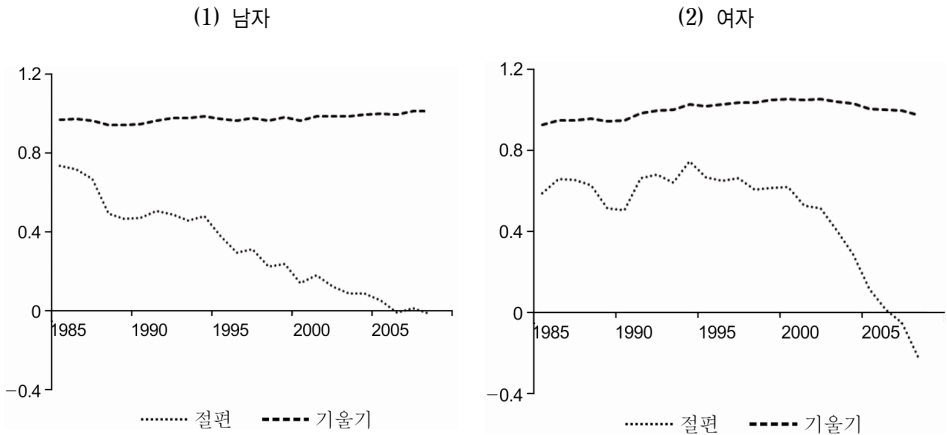
<표 7> 한국형 표준사망률을 이용한 Brass system 모형 분석

연 도	남 자			여 자		
	$\beta_{0,t}$	$\beta_{1,t}$	R^2	$\beta_{0,t}$	$\beta_{1,t}$	R^2
1985	0.719	0.961	0.996	0.284	0.876	0.996
1990	0.528	0.960	0.997	0.360	0.921	0.997
1995	0.374	0.972	0.995	0.444	0.979	0.996
2000	0.244	0.985	0.994	0.447	1.023	0.996
2005	0.018	0.988	0.996	0.097	1.002	0.998

성인사망률이 유아사망률과 청소년사망률의 패턴과 매우 상이하기 때문이다.

〈표 7〉에 따르면 남녀 모두의 R^2 가 최소 0.994이고 최대 0.998로 한국형 표준사망률의 적합도가 매우 우수한 것으로 나타났다. 모수 추정치의 시계열은 한국의 미래사망률 및 미래인구 예측을 위해 중요한 역할을 한다. 〈표 7〉를 살펴보면, 남자의 경우 시간이 지날수록 절편 $\beta_{0,t}$ 는 줄어들고 기울기 $\beta_{1,t}$ 는 약한 증가세를 보이고 있고 여자의 경우 두 개의 모수 모두가 증가하다 2005년에 동시에 감소하는 경향을 보이고 있다. 모수의 특성을 살펴보기에는 다섯 시점의 시계열은 너무 짧다고 할 수 있다. 그러므로 80+로 정리되어 있는 1985~2008년까지 24년 동안의 연도별 추계인구자료를 이용하여 한국형 표준사망률의 유용성과 모수의 시계열 구조를 살펴보기로 한다. 추계인구자료를 바탕으로 구한 45~75세 사망률의 로지스틱 값을 종속변수로 하고 한국형 표준사망률의 로지스틱 값을 독립변수로 한 연도별 회귀모형의 절편 및 기울기의 추정치에 대한 플롯은 〈그림 9〉와 같다.

24개 회귀모형의 R^2 는 남자의 경우 0.988~0.997이며 여자의 경우 0.990~0.997로 추계자료 역시 한국형 표준사망률에 높은 적합도를 보이고 있다. 이러한 결과는 센서사자료와 추계자료가 비록 일치하지 않더라도 사망률패턴은 근본적으로 동일하기 때문이다.

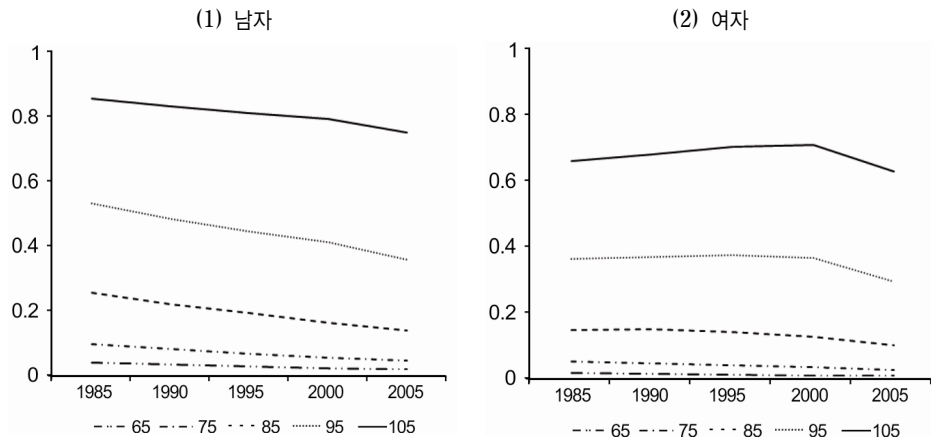


〈그림 9〉 추계인구 및 한국형 표준사망률을 이용한 회귀계수의 연도별 추정치

〈그림 9〉를 살펴보면 남자의 경우 시간이 지남에 따라 절편은 계속 감소하나 기울기는 거의 변화가 없는 것으로 나타났다. 여자의 경우 절편은 1995년부터 감소하고 있으며 기울기는 상수로 보아도 무관한 것으로 보인다. 이와 같이 절편향 감소하고 있는 것은 시간이 지남에 따라 동일 연령에서의 사망률이 감소하기 때문이다. 한편, 기울기가 거의 변하지 않을 뿐만 아니라 기울기가 1에 가까운 값을 가진 것으로 보아 고령 사망률의 패턴의 변화가 없는 것으로 해석할 수 있다. 그러나 이러한 현상을 일반화하기 위해서는 좀 더 많은 자료가 필요하다. 한국형 표준사망률의 작성이 오직 2005~2009년인 짧은 시간으로부터 계산되었기 때문이다. 이 시점 이후의 자료가 확보되는 대로 이에 대한 검증이 이루어져야 할 것이다.

센서스자료의 85+ 사망률을 85세부터 115세까지로의 확장 또는 추계자료의 80+를 80세부터 115세까지로의 확장을 위해 어떠한 방법을 쓰든 간에 관계없이, 확장된 연도별 사망률의 역전현상은 피할 수가 없다. 특히 과거 연도의 초고령 연령에서의 사망률이 현재 연도의 사망률보다 커야 하는 종단면적(또는 시계열적)인 일치성은 관찰치를 기반으로 하는 모형적합에서는 비교 연도가 서로 간에 멀지 않은 한 충족되기 어려울 수밖에 없다.

〈그림 10〉은 〈표 7〉의 회귀모형에 의해 1985~2005년까지 센서스 사망률을 115세까지 확장한 자료로부터 65세부터 10세 단위로 한 사망률의 시계열이다. 그러므로 84세까지는 실제 관찰된 사망률의 시계열이고 85세부터 105세까지는 Brass system에 의해 만들어진 사망률의 시계열 추정치들이다. 그림에서 볼 수 있듯이 남녀 모두 65세와 75세부터 시간이 지남에 따라 사망률이 선형적으로 감소하고 있음을 볼 수 있다. 이러한 현상은 확장 구간인 85세 이상에서는 남성의 경우 그대로 유지되는 반면, 여자의 경우 85세를 제외하고는 선형관계를 유지하지 못하고 있다. 이러한 현상이 일어나는 이유는 확장된 연도별 사망률의 역전현상이 남자에게는 일어나지 않았고 여자에게는 일어났기 때문이다(1990년 89세의 사망률이 1985의 89세 사망률보다 높게 추정되기 시작함). 지면상 보여 주지는 않았지만 남녀 모두 45세부터 84세까지 관찰된 연령별 사망률의 시계열은 모두 선형적 감소추세를 보여 주었기 때문에 〈그림 10〉에서 보는 바와 같이 95세 이상에서의 여성 사망률의 비선형성은 종단면적인 일치성의 결여 때문에 발생했으며 경험적 시계열에서 관찰된 사망률의 선형적 감소패턴의 관점에서도 문제가 있음을 시사하고 있다.



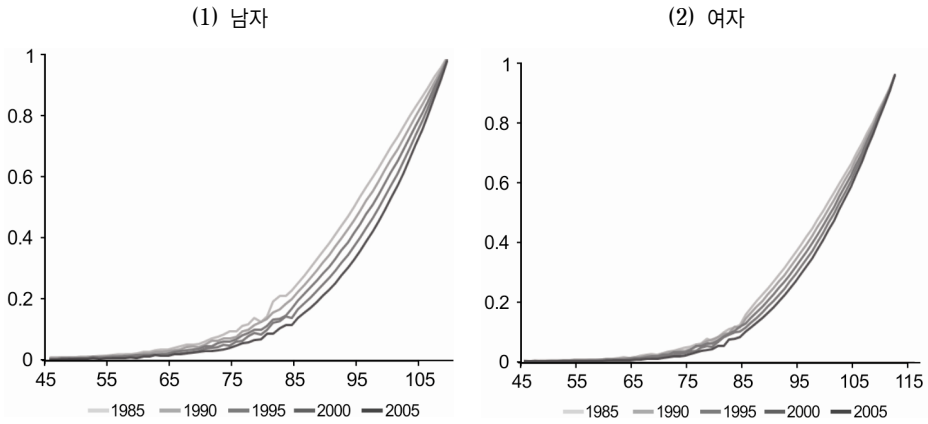
〈그림 10〉 연령별 사망률의 시계열

확장 사망률 구간(센서스의 경우 85세 이상, 추계의 경우 80세 이상)에서 일어나는 중단면적 일치성 문제를 해결하고 연령별 사망률의 선형적 감소추세를 반영하기 위해 다음의 조건부 시계열 단순회귀모형을 고려하고자 한다.

$$\hat{m}_{x,t} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \epsilon_t$$

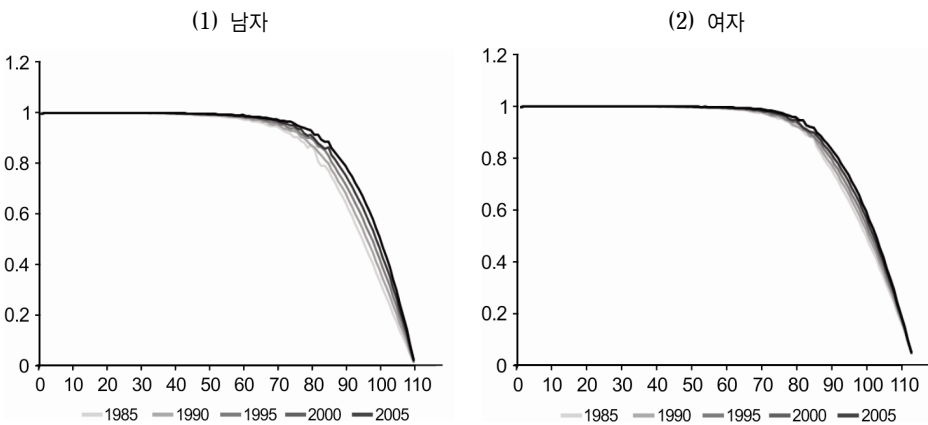
여기에서 $\hat{m}_{x,t}$ 는 시점 t 에서 확장된 x 세의 사망률이며 $\alpha_1 \leq 0$ 을 만족해야 하고 이회귀식은 가장 최근의 시점과 이에 대응하는 사망률을 지나야한다. 예를 들어, 센서스자료의 경우 2005년이 가장 최근의 사망률자료이므로 $\hat{m}_{x,2005} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \times 2005$ 가 성립되어야 한다. 이러한 조건을 부여한 이유는 가장 최근의 사망률 자료가 가장 신뢰할 수 있다는 사실보다는 이러한 조건이 없을 경우 발생할 수 있는 추정된 사망률의 지그재그 현상, 사망률의 역전현상, 또는 갑작스러운 점프 현상을 방지하기 위함이다. $\alpha_1 \leq 0$ 인 이유는 연령별 사망률의 시계열이 감소해야 하는 중단면적 시계열의 특성을 반영하기 위함이다. 〈그림 11〉은 1985~2000년의 85+ 사망률을 확장한 후의 중단면적인 역전현상을 차단하기 위해 위의 조건부 회귀를 적용하여 최종적으로 추정한 45~115세 사망률의 성별 연도별 사망률 플롯이다.

미래의 초고령 사망률 전개과정에 대한 두 가지의 견해가 있다. 압축형과 확장형 (compression vs. expansion) 또는 사각형과 진행형(rectangularization vs. steady progree)으로 나눌 수 있다. 전자는 사망률의 관점에서 살펴본 견해이며 후자는 생존률의 관점



〈그림 11〉 1985~2005년의 115세로 확장된 최종 사망률

에서 살펴본 관점이다. 압축형은 고연령의 사망률은 시간이 감에 따라 감소하지만 궁극적으로 인간의 수명의 한계가 있다는 견해로써, 예를 들면 인간은 결국 115세에 모두 사망한다는 가설이다(Fries 1980; Gavrilov & Gavrilova 1991). 한편, 확장형은 압축형과 동일하게 고연령의 사망률은 점차 감소하지만 인간수명의 한계도 점차적으로 증가한다는 견해이다(Manton 1992; Vaupel & Lundstrom 1994; Olshansky et al. 1998). 그러므로 생존률의 관점에서 볼 때 사각형은 〈그림 12〉와 같이 생존률이 점차 사각형에 가까워지는 현상을 보이게 된다.



〈 그림 12〉 1985년-2005년의 생존률

〈그림 12〉는 1985~2005년의 0~115세까지의 생존률에 대한 시계열로 그림의 형태로 보아 압축형에 가깝다고 볼 수 있다. 남성의 경우 110세에서 생존률이 거의 0이며 여성의 경우 115세에서 생존률이 0에 고정되어 있는 것으로 보이기 때문이다. 그러나 실제 자료를 살펴보면 생존률이 0인 연령이 점차 증가하는 것으로 보아 확장형의 가능성도 배제할 수 없다.

V. 결론 및 향후과제

고령화 연구에 핵심적인 한국의 초고령(80세 이상) 사망률의 수준, 패턴 그리고 추이를 한국형 표준사망률 작성을 통해 살펴보았다. 2005~2009년의 5개 연도의 사망률 자료를 이용하여, 3가지의 적합도와 사망률에 대한 일치성, 그리고 기대여명의 이론치와 경험치의 차이의 관점에서 가장 우수한 모형은 남녀 모두 3차 다항식 함수로 나타났다. 이 두 함수를 이용하여 성별 초고령 사망률을 추정하여 115세까지의 한국형 표준사망률을 작성하였다. 한국형 표준사망률의 작성이 요구되는 근본적인 이유는 UN이 작성한 HPC 표준사망률은 한국의 자료에 체계적인 편향을 발생시켜 이용할 수 없기 때문이다. 제시된 한국형 표준사망률을 초고령 사망률의 확장이 요구되는 과거의 사망률 자료에 적합한 결과는 매우 우수한 것으로 나타났다.

Brass system을 이용하여 +85 또는 +80으로 묶여져 있는 과거의 초고령 사망률을 확장 복원하였으며, 연도별 사망률의 역전현상이 발생하지 않도록 초고령 사망률을 재조정하는 방법을 제시하였다. 이와 같이 확장 복원된 과거 사망률자료는 한국의 초고령 사망률의 추이를 분석할 수 있으며 이 추이는 미래의 장기인구 추계에 가장 중요한 요인이며 필수 불가결한 자료이다. 예를 들어 복원된 과거의 사망률 자료를 Lee-Carter 모형 또는 함수에 적합하여 미래의 사망률을 예측하여 출생률과 국제인구이동 등과 함께 미래의 인구구조를 추계한 후, 이를 다시 재정추계, 복지추계, 연금추계 등에 사용하기 때문이다. 그러나 초고령 사망률의 자료부족때문에 제시한 한국형 표준사망률은 한시적일 수밖에 없다. 그러므로 2010년 센서스 결과가 발표되면 2006-2009의 센서스 후(post-censal) 인구를 센서스 간(inter-censal) 인구로 대체하고 2010 사망률 자료와 2011년 센서스 후 인구를 이용하여(즉, 2005~2011년 자료) 한국형 표준사망률을 재산출할 필요가 있다.

참고문헌

- 박유성·김기환·김성용. 2010. “우리나라 공식인구의 신뢰성 및 문제점에 대한 고찰.” 《조사연구》 11(2): 71-95.
- Beard, R. E. 1971. “Some Aspects of Theories of Mortality, Cause of Death Analysis, Forecasting and Stochastic Processes.” In W. Brass (ed.), *Biological Aspects of Demography*. London: Taylor and Francis.
- Beuttner, T. 2003. “Approaches and experiences in projecting mortality patterns for the oldest-old.” *North American Actuarial Journal* 6(3): 14-29.
- Boleslawski, L. and E. Tabeau. 2001. “Comparing Theoretical Age Patterns of Mortality Beyond the Age of 80.” In E. Tabeau, A. Van Den Berg Jeths and C. Heathcote (eds.), *Forecasting Mortality in Developed Countries: Insights from a Statistical, Demographic and Epidemiological Perspective*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Bongaarts, J. 2005. “Long-Range Trends in Adult Mortality: Models and Projection Methods.” *Demography* 42(1): 23-49.
- Booth, H., J. Maindonald and L. Smith. 2002. “Applying Lee-Carter Under Conditions of Variable Mortality Decline.” *Population Studies* 56(3): 325-336.
- Brass, W. 1977. “On the scale of mortality.” In W. Brass (ed.), *Biological Aspects of Demography*. London: Taylor and Francis.
- Coale, A. J. and P. Demeny. 1966. *Regional Model Life Tables and Stable Populations*. Princeton, NJ: Princeton New Jersey Press.
- Coale, A. J. and E. E. Kisker. 1990. “Defects in Data on Old-Age Mortality in the United States: New Procedures for Calculating Schedules and Life Tables at the Highest Ages.” *Asian and Pacific Population Forum* 4(1): 1-31.
- Condran, G., C. L. Himes and S. H. Preston. 1991. “Old Age Mortality Patterns in Low-Mortality Countries: An Evaluation of Population and Death Data at Advanced Ages, 1950 to Present.” *Population Bulletin of the United Nations* 30: 23-61.
- Fries, J. F. 1980. “Aging, Natural Death, and the Compression of Mortality.” *New England Journal of Medicine* 303: 130-135.
- Gavrilov, L. A. and Gavrilova, J. H. 1991. *The Biology of Life Span: A Quantitative Approach*. Chur: Harwood.
- Gompertz, B. 1825. “On the Nature of the Function Expressive of the Law of Mortality.” *Philosophical Transactions* 27: 513-585.
- Heligman, L. and J. H. Pollard. 1980. “The Age Pattern of Mortality.” *Journal of the Institute of Actuaries*. 107: 49-80.

- Hill, K. 1999. "The Measurement of Adult Mortality: An Assessment of Data Availability, Data Quality and Estimation Methods." In *Health and Mortality Issues of Global Concerns, Proceedings of the Symposium on Health and Mortality*. Brussels: Population and Family Study Centre.
- Himes, C. L., S. H. Preston and G. Condran. 1994. "A Relational Model of mortality at Older Ages in Low Mortality Countries." *Population Studies* 2(48): 269–291.
- Lee, R. D. and L. R. Carter. 1992. "Modelling and Forecasting U.S. Mortality." *Journal of the American Statistical Association* 87(419): 659–671.
- Lee, R. D. and T. Miller. 2001. "Evaluating the Performance of the Lee–Carter Method for Forecasting Mortality." *Demography* 38(4): 537–549.
- Makeham, W. 1860. "On the Law of Mortality and the Construction of Annuity Tables." *Journal of the Institute of Actuaries* 13: 325–358.
- Manton, K. G. 1992. "Mortality and Life Expectancy Changes Among the Oldest–Old." In R. Suzman, D. Willis and K.G. Manton (eds), *The Oldest–Old*. New York: Oxford University Press.
- Murray, C. J. L., B. D. Ferguson, A. D. Lopez, M. Guillot, J. A. Salomon and O. Ahmad. 2003. "Modified Logit Life Table System: Principles, Empirical Validation, and Application." *Population Studies* 57(2): 165–182.
- Olshansky, J. S., B. A. Carnes and D. Grahn. 1998. "Confronting the Boundaries of Human Longevity." *American Scientist* 86: 52–61.
- Perks, W. 1932. "On Some Experiments in the Graduation of Mortality Statistics." *Journal of the Institute of Actuaries* 63: 12–27.
- United Nations. 1997. *Projecting Old–Age Mortality and its Consequences. Report on the Working Group*. New York: United Nations.
- United Nations. 2009. *World Population Prospect 2008*. New York: United Nations.
- Van Imhoff, E. 1991. *PROFILE: A Program for Estimating the Coefficients of Demographic Age–Intensity Profiles*. Hague: Netherlands Interdisciplinary Demographic Institute.
- Vaupel J. W. and H. Lundstrom. 1994. "The Future of Mortality at Older Ages in Developed Countries." In W. Lutz, (Eds), *The Future Population of the World: What can We Assume Today?* London: Earthscan.
- Weibull, W. 1951. "A Statistical Distribution Function of Wide Applicability." *Journal of Applied Mechanics* 18: 293–297.
- Wilmoth, J. R. 1995. "Are Mortality Rates Falling at Extremely High Ages? An Investigation Based on a Model Proposed by Coale and Kisker." *Population Studies* 49(2): 281–295.

[부록] 한국의 표준 사망률

연 령	사망률		연 령	사망률	
	남 자	여 자		남 자	여 자
45	0.00338711	0.00130950	79	0.07005786	0.04201258
46	0.00381524	0.00133758	80	0.07798432	0.04791354
47	0.00404082	0.00146984	81	0.08676985	0.05457384
48	0.00446445	0.00158880	82	0.09658748	0.06233539
49	0.00483696	0.00161161	83	0.10782596	0.07122793
50	0.00518877	0.00177014	84	0.12061079	0.08135913
51	0.00552739	0.00189316	85	0.13503833	0.09272115
52	0.00598847	0.00203068	86	0.15143872	0.10568093
53	0.00641943	0.00224549	87	0.16769951	0.12026675
54	0.00701252	0.00230732	88	0.18532260	0.13560774
55	0.00756525	0.00246337	89	0.20436805	0.15112622
56	0.00802898	0.00278239	90	0.22489592	0.16788259
57	0.00855743	0.00290184	91	0.24696625	0.18592614
58	0.00914737	0.00323652	92	0.27063911	0.20530617
59	0.00969461	0.00340850	93	0.29597455	0.22607195
60	0.01073448	0.00390712	94	0.32303263	0.24827277
61	0.01180988	0.00434596	95	0.35187340	0.27195791
62	0.01313795	0.00487226	96	0.38255691	0.29717666
63	0.01466900	0.00548339	97	0.41514323	0.32397831
64	0.01635335	0.00615729	98	0.44969241	0.35241213
65	0.01811376	0.00688798	99	0.48626450	0.38252741
66	0.01995900	0.00769367	100	0.52491956	0.41437344
67	0.02187137	0.00859689	101	0.56571764	0.44799950
68	0.02390787	0.00964936	102	0.60871881	0.48345488
69	0.02610596	0.01092729	103	0.65398311	0.52078887
70	0.02843638	0.01238739	104	0.70157061	0.56005073
71	0.03094103	0.01404823	105	0.75154135	0.60128977
72	0.03368562	0.01595534	106	0.80395539	0.64455527
73	0.03679672	0.01814132	107	0.85887279	0.68989651
74	0.04044617	0.02076266	108	0.91635361	0.73736277
75	0.04484923	0.02393198	109	0.97645789	0.78700334
76	0.05004572	0.02766739	110		0.83886751
77	0.05602698	0.03197976	111		0.89300455
78	0.06274372	0.03673431	112		0.94946377