

A comparison between the real and synthetic cohort of mortality for Korea

Jinho Oh^{a,1}

^aStatistical Research Institute, Statistics Korea

(Received February 5, 2018; Revised May 11, 2018; Accepted June 11, 2018)

Abstract

Korea will have a super-aged society within only 30 years according to the United Nations' definition of an ageing society and the statistics on Korea's Population projections (2016), indicates that Korea has the fastest ageing speed in the world. There is a lack of data on long-term time-series data on death as related to pension and welfare policies compared to the rapid rate of aging. This paper estimates life expectancy over 245 years (from 1955 to 2200) through past and future forecasts as well as compares the expected life expectancy of the synthetic cohort and the real cohort. In addition, an international comparisons were made to understand the level of aging in Korea. Estimates of the back-projection period were compared with previous studies and the LC model to improve accuracy and objectivity. In addition, the predictions after 2016 reflected the declined mortality rate effect of Korea using the LC-ER model. The results showed an increase in life expectancy of about 30 years over 60 years (1955–2015) with an expected life expectancy of the real cohort over the second century (1955–2155) higher than the synthetic cohort. The comparative advantage of life expectancy of real cohorts was confirmed to be a common trend among comparative countries. In addition, Japan and Korea have a higher life expectancy and starting from 85 to 90 years old, all comparative countries show that the growth rate for the life expectancy of synthetic and real cohorts is less than previous years.

Keywords: ageing society, life expectancy, synthetic cohort, real cohort, mortality

1. 서론

생명표(life table) 정의는 다양하다. 통계청 (KOSTAT, 2016)은 현재의 연령별 사망 수준이 유지된다면 특정 연령의 사람이 향후 몇 세까지 살 수 있는지를 추정한 통계표, 현재의 사망상태를 기준으로 출생 코호트 집단의 연령이 증가할수록 연령별로 몇 세까지 살 수 있는가를 계산하여 정리한 표 (Shin과 Choi, 2013), 또는 특정 집단의 사망경험을 반영하여 각 연령에서의 기대여명을 추정하는 통계적 모형 (Park과 Kim, 2011)이라고 정의한다. 이를 종합해 본다면 생명표는 현재의 사망수준이 유지된다고 가정할 경우 각 특정 코호트 집단이 향후에 얼마나 더 오래 살 수 있는지에 대한 추정치를 정리한 표라고 할 수 있다.

이러한 코호트는 특성에 따라 실제코호트(real cohort)와 가상코호트(synthetic or hypothetical cohort)로 구분할 수 있으며, 실제코호트를 기초로 작성되는 생명표를 코호트생명표(cohort life table), 특

본 연구는 통계청의 공식견해가 아니며 저자의 개인적인 연구결과임을 밝힙니다.

¹Statistical Analysis Division, Statistical Research Institute, 6F, Statistical Center, 713 Hanbatdaero, Seogu, Daejeon 35220, Korea. E-mail: comet123@korea.kr

정 시점에 관측된 한 가상 인구의 기간 연령별 사망률을 기초로 작성되는 생명표를 기간생명표(period life table)라 정의한다. 즉, 코호트생명표는 동일시기에 출생한 남·여성의 연령별 사망률을 추적해 마지막 생존자가 사망할 때까지 관측된 코호트의 누적된 사망률을 산정하여 생명표 작성방법에 근거하여 기대수명을 도출한다. 이에 반해 기간생명표는 서로 다른 연도에 태어난 남·여성의 연령별 사망률 수준을 가설적으로 합성한 가상코호트(synthetic cohort)의 사망률로 추적해 사망 시 누적된 사망률을 산정하여 생명표 작성방법을 적용해 기대수명을 산출한다. 따라서 코호트생명표는 종단면(longitudinal)적 이라고 한다면 기간생명표는 횡단면(cross-sectional)적인 사망률을 반영한다.

그 동안 분석되어온 생명표에 대한 선행연구는 크게 세 가지로 분류 가능하다. 첫째 생명표 활용과 응용이다. 둘째, 생명표 작성 방법, 셋째, 사망확률의 추정과 보정이다.

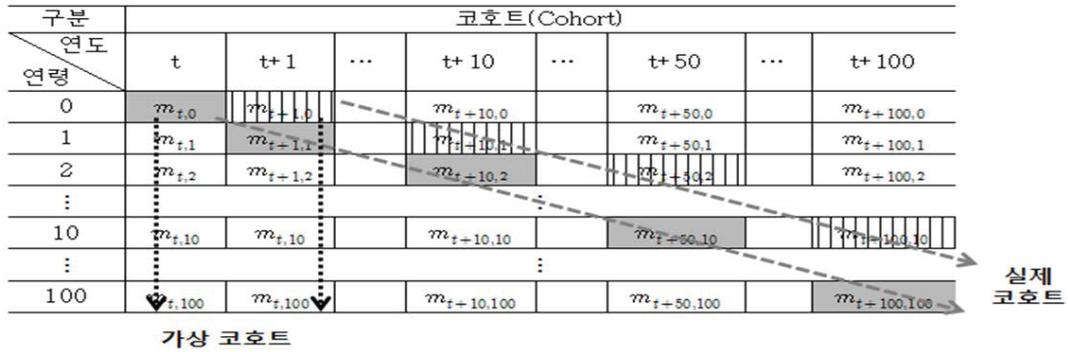
먼저 생명표는 대상 집단의 종류, 관찰시기 등에 따라 분류가 다양하다. 대상으로 한정해 분류하면 구성된 전체를 대상으로 하는 일반생명표, 특정한 사회경제적 기준에 따라 분류한 특수생명표, 직업별, 혼인상태별 또는 사망원인별 생명표를 차이생명표라하고, 생명 보험 가입자, 경제활동인구만을 대상으로 한 보험(경험)생명표와 노동생명표가 있다 (Statistical Training Institute, 2013). 생명표 활용에 대한 고찰과 분석방법은 Shin과 Choi (2013) 연구를 들 수 있는데, 국내외 발표된 논문 120여개 중 중복된 생명표를 제외한 80여 편을 대상으로 분류하여 14개 속성별로 분류하였다.

다음으로 생명표 작성은 정지인구 가정 하에서 현재 인구의 기간 연령별 사망률을 가상코호트의 연령별 사망확률로 전환하고 각 연령에서의 생존자를 추정한 후 이들의 향후 생존 평균 년수를 계산함으로써 도출된다 (Park과 Kim, 2011; Kim과 Jeong, 2012). 자세한 생명표의 작성방법은 본론에 소개한다.

그리고 현실의 사망률과 생명표의 사망률은 차이가 있는데 이를 보완하기 위해 생명표의 사망률을 사망확률로 가치고 이 둘의 관계를 일치하기 위해 연령별 사망확률을 추정한다. 사망확률을 추정하는 대표적인 4가지 방법이 있다. 첫째, 로그 변환한 사망률이 연령에 비례한다는 가정으로 사망확률을 계산하는 Greville (1977), 둘째, 사망자 수가 지수가 아닌 선형적으로 증가함을 가정한 Chiang (1968), 셋째, 연령구간의 사망자 분포가 이차함수를 따른다는 가정의 Keyfitz (1966), 넷째, 특정 연령구간에서의 인구 및 사망률이 주변 연령구간의 인구 사망률과 유사하여 선형관계를 가정하는 Keyfitz과 Frauenthal (1975)방법이 있다. Park과 Kim (2011)의 연구결과에 따르면 우리나라의 사망률자료는 1세 단위의 완전생명표에서는 방법별 차이가 발생하지 않음을 밝히고 있다.

일반적으로 사망확률은 사망률로부터 추정되기 때문에 인구수나 사망자수 자료가 불규칙하다면 안정적인 패턴을 나타내지 않는다. 이러한 문제는 평활(smoothing)로 해결이 가능하다. 가장 대표적인 평활 방법은 사망률이나 사망확률을 평활하는 Greville 방법이다. 통계청에서는 Greville의 9차항 계수 방법을 활용한다.

본 연구는 위의 세 분류에 코호트와 기간생명표 작성과 비교를 추가하고자 한다. 코호트생명표를 작성하기 위해서는 장시간의 코호트 추적이 필요하다. 만약, 통계청의 1970-2015년까지의 각 연령별 사망률 자료를 기초로 100세 사망을 가정하고 코호트생명표를 작성한다면 1970년생은 2070년까지, 2015년생은 2115년까지의 사망확률 계산이 요구된다. 이러한 한정된 자료(1970-2015년)를 연장하기 위해 주로 사용하는 통계적 방법은 과거(history)를 추정하는 역 추계(back-projection)와 특정연령 이상(예: 50세 이상, 65세 이상 등)으로 제한한 코호트에 대해서 생명표를 살펴보는 것이다 (Kirill과 James, 2006; Christina과 Roland, 2015). 코호트생명표의 장점은 시간에 따른 실제코호트에 대한 기대수명(best-practice cohort life expectancy)의 변화 파악과 추정이다 (Vladimir 등, 2011). 또한 기간생명표의 기대수명은 주어진 해의 사망 위험의 평균 수준을 나타내는 척도로 해석되지만 코호트생명표의 기대수명은 특정 연도에 태어난 사람들의 실제 생존 경험(actual survival experiences)을 반영한다.



주) 실제코호트 → 실제 t 년생(0세), $t+1$ 년 1세, $t+2$ 년 2세, ..., $t+10$ 년 10세의 사망률
 가상코호트 → t 년, $t+1$ 년, $t+2$ 년, 각년의 동일 환경과 조건에서 연령별 사망률

Figure 2.1. Structural difference on synthetic and real cohorts.

이 연구는 다음과 같은 점에서 선행연구와 차별된다. 첫째, 실제코호트의 기대수명을 산정하였다. 렉시스 다이어그램(lexis diagram) 원리와 사망연령 100세를 가정하여 코호트생명표를 작성하였다. 둘째, 사망률 시계열 연장이다. 공식 통계 사망자료 시계열은 1970-2016년이다. 이 연구는 1970년대 이전의 사망확률을 추정하는 과거 추계 방법을 소개한 후 그 결과를 선행연구와 비교하고, 2016-2200년까지 기대수명을 예측해 가상과 실제코호트의 기대수명 차이가 어느 정도인지 제시한다. 셋째, 장수리스크 산정 제안이다. 가상코호트 기대수명으로 자신의 수명을 가늠하면 수명 예측이 과소 추정된다. 이 연구는 이러한 점을 장수리스크 개념을 활용하여 어떤 문제가 발생되는지 살펴보았다.

코호트생명표에 대한 국내 문헌연구는 거의 없으며 몇몇 연구자들이 방법론만 제안하는 수준에 머물러 있다. 하지만 국내외는 다르게 국외는 코호트생명표와 기간생명표가 모두 제공되는 human mortality database (HMD) 자료를 활용하여, 이 둘 간의 비교 연구가 활발히 진행되고 있다.

따라서 본 논문은 코호트생명표작성과 기대수명 제시, 사망자료 시계열 확장, 그리고 두 코호트 간의 기대수명차이를 장수리스크 관점에서 제시했다는 점에서 의의가 있다.

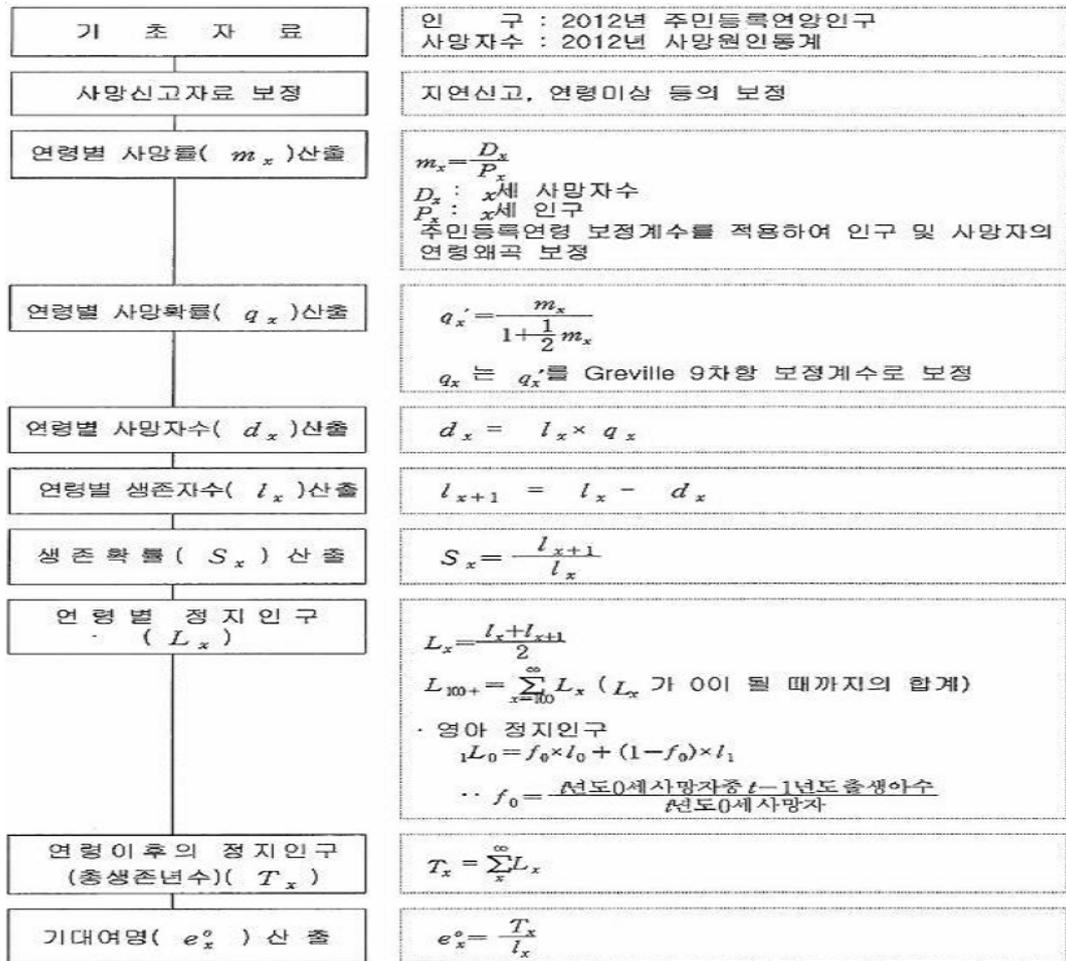
본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 2장은 기간생명표와 코호트생명표의 차이와 작성방법, 1970년 이전의 사망률에 대한 선행연구 소개한다. 제 3장은 1955-1969년, 2016-2155년까지의 사망확률을 도출하여 가상과 실제코호트의 기대수명을 제시한다. 또한 우리나라의 고령화 수준과 국제비교를 위해 HMD 자료를 활용하여 동일기간에 대해 G7국가의 가상과 실제코호트생명표를 작성한 후 기대수명을 비교한다. 끝으로 제 4장에서는 연구결과를 정리하고 향후과제를 제안한다.

2. 사망률 선행연구와 생명표 작성

2.1. 기간생명표와 코호트생명표 작성법

기간생명표는 특정시점에 관측된 인구를 대상으로 사망률을 산정하고, 코호트생명표는 특정 연도에 태어난 집단인 코호트를 대상으로 사망률을 산정하여 연령별 기대여명을 추정한다. 기간생명표는 특정시점이 기준이므로 횡단면적이고 코호트생명표는 코호트의 시간적 생존 추이를 추적하는 종단면적인 사망률을 반영한다.

Figure 2.1은 기간과 코호트생명표의 차이를 나타낸 것으로 코호트생명표는 특정연도에 태어난 실제코



주) 2012년 생명표 작성, 자료: 통계청

Figure 2.2. Life Table calculations for 2012 year.

호트의 사망률(대각부분) 반영하고 기간생명표는 특정 시점(개별음영표기)에 관측된 한 인구의 기간 연령별 사망률이 미래에도 지속된다는 가정 하에서 이들의 사망률을 산정한다. 즉, 서로 다른 실제코호트들이 특정 시점의 사망률에 영향을 미치는 요인들이 동일한 환경이나 여건에 있다는 것을 가정한다. 이런 관점에서 실제코호트와 구분하기 위해 가상코호트라고 정의한다.

따라서 코호트생명표의 기대수명이 기간생명표의 기대수명보다 높은 경향이 있다. 이는 실제코호트는 매년 사망의 고비를 넘기면서 사망률 개선효과(declined mortality rate)가 반영되지만 가상코호트는 바로 직전 연도의 $x - 1$ 세가 사망하지 않고 x 가 되는 사망률이므로 사망률의 개선효과가 실제코호트보다 크지 않기 때문이다. 사망률 개선이 이루어질 때 코호트생명표의 기대수명은 기간생명표의 기대수명보다 높게 나타난다 (Kirill과 James, 2006; Vladimir 등, 2011; Christina와 Roland, 2015). 즉, 실제코호트 사망률 감소폭이 가상코호트보다 크기 때문에 가상코호트의 수명보다 더 높아짐을 의미한다.

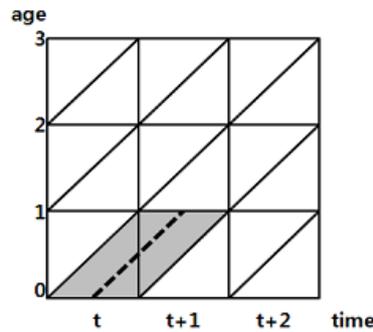


Figure 2.3. Cohort life expectancy using the principle of Lexis Diagram.

통상적으로 기간생명표를 일반생명표라고 명칭하고 작성방법은 Figure 2.2와 같다. 이는 우리나라 통계청에서 시행하고 있는 생명표의 작성방법의 한 예이다.

일반생명표 작성방법은 첫째, 정지인구(stationary population) 가정하에서 해당연도 주민등록인구와 사망원인통계 및 사망신고자료 등으로 보정한 연령별 사망률(m_x)을 산출한 후 가상의 코호트 10만 명의 연령별 사망확률(q_x)로 전환한다. 둘째, 각 연령에서의 생존자(l_x)와 생존확률(S_x)을 산출하여 연령별 정지인구를 l_x 와 l_{x+1} 의 평균으로 구한다. 셋째, 연령별 정지인구에 대해 연령 이후의 정지인구인 누적 생존인구를 산정하고, 각 연령별 생존자수를 나누어 각 연령별 기대여명을 도출한다.

코호트생명표는 연령별 사망확률에 대해서 렉시스 다이어그램을 사용하여 실제코호트의 사망확률을 도출하는데, 인구통계의 관찰방법은 코호트·기간·연령관찰로 나누어지며 렉시스 다이어그램을 통하여 쉽게 파악할 수 있다.

Figure 2.3에서 x 축은 인구통계의 관찰시점(시간), y 축은 연령이고, 굵은 대각선 실선은 코호트에 해당한다. 이 대각선은 바로 당초의 출생코호트에서 생존한 인구가 얼마나 되는지 보여주는 생존선이다. 렉시스 삼각형은 Figure 2.3과 같이 t , $t+1$ 년도의 하삼각형과 상삼각형을 고려하는데 0세의 사망률의 경우 출생아수 대비 1세 되기 이전의 생존자수의 비를 고려하는 것인데, 이 생존자수는 생명표에서 사망확률을 계산하는 분모가 된다. 끝으로 사망확률을 도출한 후 나머지는 일반생명표의 둘째, 셋째 작성단계를 거쳐 최종적으로 특정연도별 기대여명을 도출한다.

2.2. 1970년 이전의 사망률 선행연구

우리나라 일반생명표의 최초 연구는 Choi (1939)의 연구이며, 해방 이후 Koh와 Kim (1964), Chang (1967), Lee (1972), Kwon (1972), Kwon 등 (1975)이 연구를 수행했다.

이들 가운데 Koh와 Kim (1964)은 인구동태통계와 1955년과 1960년 센서스 자료를 활용해서 1955-1960년의 간이생명표를 작성하였으며 기대수명을 남자는 51.1세, 여자는 53.7세로 추정하였다. Chang (1967)은 1925, 1930, 1935, 1940년의 해방 이전의 센서스 자료와 등록자료(registered death)를 활용하여 5년 간격의 1925-1940년의 기대수명을 Table 2.1처럼 제시했다. 이는 Coale 등 (1983)의 서부모델(West model)과 극동모형(40대 이후의 사망수준이 상대적으로 높게 나타나는 특이한 현상을 반영하는 UN의 모델생명표)을 활용하였다.

1925-1940년대는 극동, 서부모형 모두 여자의 기대수명이 남자보다 높게 나타나므로 남자의 사망률이 여자보다 높았다는 것을 알 수 있다. 현재에도 이러한 추세는 이어지고 있으나 격차는 줄어들고 있다.

Table 2.1. Life expectancy since 1925 to 1940

연도	센서스 생존비율				등록자료(registered death)			
	극동(남)	서부(남)	극동(여)	서부(여)	극동(남)	서부(남)	극동(여)	서부(여)
1925-1930	34.7	39.7	40.0	42.5	37.5	40.0	40.0	42.5
1930-1935	29.9	37.3	37.5	42.5	40.0	42.5	42.5	45.0
1935-1940	37.2	42.1	45.0	47.5	42.5	47.5	45.0	49.5

Table 2.2. Life expectancy since 1925 to 1970

연도	경제기획원		WPP 2017		인구개발 연구센터			
	조사통계국(EPB)		Revision		센서스 생존비율		지역모델 생존비율	
	남	여	남	여	남	여	남	여
1925-1930	-	-	-	-	37.9	37.2	36.0	38.8
1930-1935	-	-	-	-	40.4	40.1	38.5	41.4
1935-1940	-	-	-	-	40.4	41.7	38.6	43.3
1940-1945	-	-	-	-	42.1	44.8	40.9	45.9
1945-1950	-	-	-	-	43.7	47.3	43.1	48.5
1950-1955	-	-	46.0	49.8	45.2	49.7	45.3	51.0
1955-1960	51.1	53.7	49.0	53.5	46.9	52.5	47.3	53.6
1960-1965	52.7	57.7	52.2	57.6	48.1	53.5	48.5	55.9
1965-1970	59.7	64.1	55.7	62.1	50.8	56.5	49.0	55.8

Kwon (1972)은 센서스 생존 비율(census survival ratios)과 생명표 지역모델의 생존 비율(proportions surviving in regional model life tables)로 계산되는 1925-1970년의 생명표를 제시한다. 이후 Kwon 등 (1975)은 서울대학교 인구개발연구센터(Population and Development Studies Center)에서 한국 인구(The Population of Korea, 세계인구의 날을 기념하기 위해서 Committee for international Coordination Research in Demography (CICRED) 기관에서 주도한 연구 성과물, 1975년에 서울대학교 인구개발센터에서 출간, 참여 연구진은 권태환, 이해영, 장운식, 유은영)발간하였는데 여기에는 인구성장(population growth), 인구성장요인(components of population growth), 인구분해(population composition), 인구분포와 국내이동과 도시화(population distribution, internal migration and urbanization), 노동력(labor force), 인구추계(population projection), 그리고 인구정책(population policy) 등이 수록되어 있다. 특히 1910-1970년 조사망률(crude death rates)과 1925-1970년 성별의 0세 기대수명에 대해서는 권태환의 연구결과를 인용하고 있다.

생명표 추정을 위한 기초자료나 추정방법에서 차이가 있어 1970년 이전까지 성·연령별 기대여명을 직접 비교하기 어려운 경우가 있으나, 과거 선행연구들의 기대수명과 최근 UN에서 보고된「WPP 2017 revision」에서 제시하는 기대수명 추정값과 비교해 보면 Table 2.2와 같다. 여자의 경우 센서스 생존비율의 기대수명이 지역모델적용보다는 전반적으로 과소 추정되는 경향이 있으며, 남자의 경우 한국전쟁 이전에는 센서스 생존비율이 지역모델 적용보다는 크고 한국전쟁 이후에는 역전되는 경향이 나타난다.

전반적으로 한국전쟁 이전에는 남자의 기대수명은 약 43세, 여자는 약 48세 수준이며, 전쟁 후 60년대는 남자는 약 48-50세, 여자는 약 48-56세이다.

경제기획원 조사통계국 (EPB, 1971)은 1970년 인구센서스 결과를 가지고 센서스 설문 중 총 출생아수와 생존아수를 이용하여 영아 사망수준을 측정하고 그 수준에 따른 전체 사망수준을 추정하는 Brass 방법을 활용하여 1955-1970년대까지의 5년간격 기대수명을 작성하였다.

끝으로 WPP 2017 Revision을 출간한 유엔 인구처(United Nation Population Division; UNPD)는 베

이러한 방법을 적용하여 230개국의 출산율, 사망률, 기대수명, 국제이동, 인구추계 등을 발표한다. 이 결과와 비교해 본다면, 과거의 사망률 자료는 완비성(completeness)이 낮고 품질(quality)이 좋지 않은 것을 감안할 때 오차가 비합리적으로 크지 않다는 것을 알 수 있다.

3. 기대수명 예측과 국제비교

3.1. 기대수명 과거(1955–1969년) 추정과 미래 예측

현재 통계청에서 제공하는 생명표는 1970–2016년 사망률 자료를 근거로 집계한 것이며, 5세 간이생명표와 1세 완전생명표, 기대여명, 사망확률, 생존자수, 정지인구, 총 생존년수, 사망자 등을 공표한다.

본 연구는 1970–2015년도 통계청 사망률 자료(KOSIS)를 근거로 1955–1969년과 2016–2155년의 사망률을 도출한다. 1955–1969년은 미래 예측과는 다른 현 자료 이전의 추세가 어떤지를 알아보기 위한 의미에서 역추계(back-projection)로 명명하며, 이는 Lee-Carter (LC) (Lee와 Carter, 1992) 방법을 활용하여 추정한다. 2016–2155년의 미래는 사망률 개선효과를 반영한 LC method extended with rotation (LC-ER) (Li 등, 2013) 모형을 적용한다. LC와 LC-ER에 대한 자세한 설명은 아래와 같다. LC는 로그 변환된 사망률을 연령효과와 시간효과의 선형으로 표현하는 모형이다.

$$\ln(m_{x,t}) = a_x + b_x k_t + \epsilon_{x,t}, \quad t = 1, 2, \dots, n, \quad (3.1)$$

여기서 $m_{x,t}$ 는 연령 x 와 시간 t 에서의 사망률, a_x 는 연령에 따른 평균적인 로그사망률의 수준, b_x 는 각 연령에서 로그사망률 변화, k_t 는 시간 t 에 따른 로그사망률 변화수준을 나타낸다. 끝으로 $\epsilon_{x,t}$ 는 평균 0, 분산 σ_ϵ^2 인 관측되지 않은 오차항을 의미한다. 보다 자세한 설명은 Lee와 Carter (1992), Jeong과 Kim (2011), Kim과 Jeong (2012), Kim과 Oh (2017)을 참조하면 된다. 최근 사망률이 낮은 선진국과 우리나라는 예전에 비해 유소년(infant and child) 사망률은 점진적으로 감소하고, 고령층의 사망률 감소는 점점 빨라지는 사망률 개선 교대(declined mortality rate with rotation)현상이 발생하고 있다 (Horiuchi와 Wilmoth, 1995; Li와 Gerland, 2011; Li 등, 2013; Kim과 Han, 2017; Kim과 Oh, 2017).

이와 같은 사망률 개선 교대현상을 반영하기 위해 Li 등은 LC-ER 모형을 제안하였다. 이는 LC 모형 계열에서 연령별 사망률 개선 패턴이 매년 동일(b_x)하다는 단점을 보완한 것이다.

우리나라 유소년층의 사산, 영아사망, 그리고 질병 등과 같은 사망률은 과거와는 다른 의료개선으로 그 속도가 예전과 다르게 감소하고 있고, 인간 수명의 연장에 대한 관심 증대와 의학의 비약적인 발전을 가져온 게놈프로젝트(genome project, 유전정보 분석)와 인공신장 등이 개발됨에 따라 고령층 사망률 감소는 상대적으로 빠르게 진행되고 있다. 이는 예전의 사망률 패턴과는 다른 젊은층과 고령층의 사망률이 회전(rotation)되는 교대현상과 같다.

이를 본 연구에서 확인하기 위해, 첫째 사망률의 시계열자료에 대해 시작과 종료시점을 변화시켜 가면서 b_x 의 움직임, 둘째 1970–1999년, 2000–2016년 두 개로 구분해서 b_x 의 변화를 살펴보았다. 이렇게 나누어서 보는 이유는 과거자료가 조금씩 제외되면서 b_x 변화폭이 부드럽게 움직이는 살펴볼 수 있고, 사망률 개선 패턴을 선명하게 파악할 수 있는 장점이 있다. Figure 3.1에서 알 수 있듯이, 사망률 교대현상이 선명하게 도출되는 것을 확인할 수 있다.

Figure 3.1에서 나타나는 회전 또는 교대 현상을 Li 등은 사망률 개선 교대라고 명명하고, 식 (3.2)와 같은 모형을 제안하였다.

$$\ln(m_{x,t}) = a_x + B_{x,t} K_t + \epsilon_{x,t}, \quad (3.2)$$

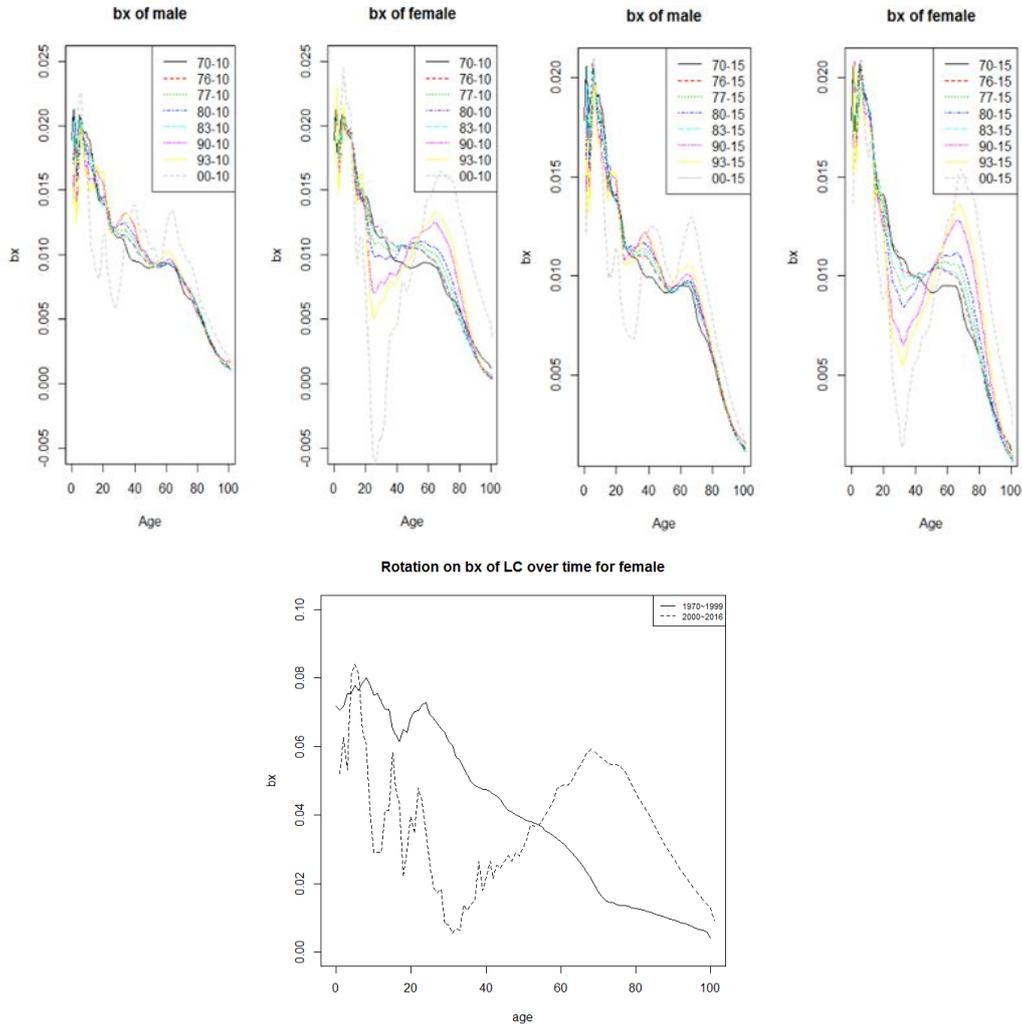


Figure 3.1. Curves of age-specific b_x over time.

여기서 $B_{x,t}$ 는 교대 이전의 연령별 사망률인 LC 모형의 b_x 와 사망률 개선의 최고점 사망률 b_x^u 의 선형 가중평균으로 식 (3.3)과 같이 정의되며, e_0^u 는 교대 현상이 끝나는 시점의 기대수명을 나타낸다.

$$B_{x,t} = \begin{cases} b_x, & e_0^t < 80, \\ (1 - w_s(t))b_x + w_s(t)b_x^u, & 80 \leq e_0^t < e_0^u, \\ b_x^u, & e_0^u < e_0^t, \end{cases} \quad (3.3)$$

$$b_x^u = \begin{cases} \bar{b}_{15-64}, & 0 \leq x \leq 64, \\ b_x \times \frac{b_{u,60-64}}{b_{65-70}}, & 65 \leq x, \end{cases}$$

$$w(t) = \frac{e_0^t - 80}{e_0^u - 80}; \quad w_s(t) = \left[0.5 \left\{ 1 + \sin \left(\frac{\pi}{2} (2w(t) - 1) \right) \right\} \right]^p.$$

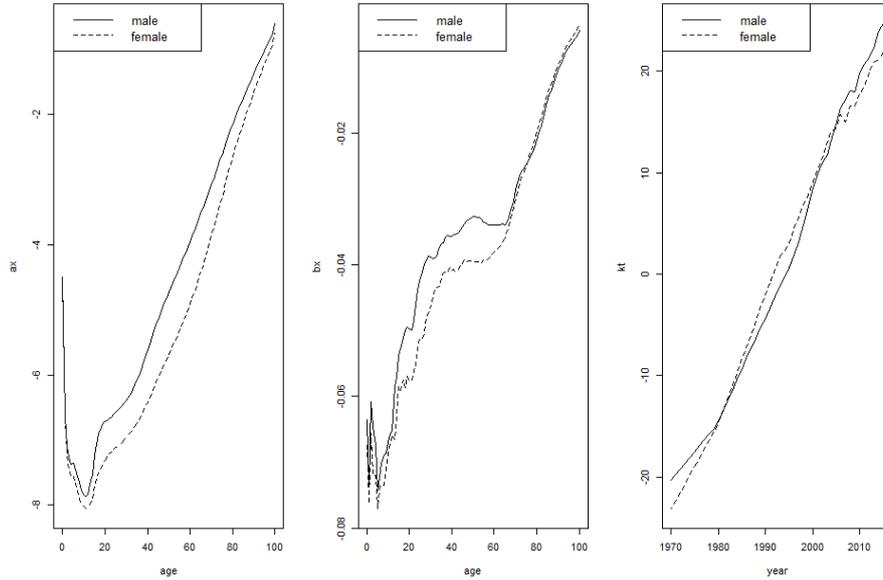


Figure 3.2. (Back-projection) Trend of parameters of LC model.

LC-ER 모형은 선진 20개국의 사망률 분석에 근거해서 몇 가지 실험적인 결과값을 이용한 몇 가지 가정을 활용한다. 식 (3.3)에 나타나 있듯이 연령별 사망률 개선 패턴은 연령 80세에 도달했을 때 교대하기 시작해서 102세까지 지속되며, 이후에는 일정하다고 간주한다. 이는 65세 미만 모든 연령에서 사망률 개선패턴은 동일하며 그 이후에 연령이 증가할수록 작아짐을 의미한다.

그리고 $B_{x,t}$ 의 임의의 선형변환으로 K_t 는 기대수명이 교대 없이 얻은 LC의 k_t 와 비교하여 이 둘의 차가 가장 작은 K_t 를 구하기 위해 반복적인 계산으로 도출한다. 이런 과정을 거치면 b_x^u , e_o^u 와 $B_{x,t}$ 을 도출한 후 성별과 K_t 값으로 e_o^u 를 예측할 수 있다.

식 (3.3)을 성별에 따라 확장하면 식 (3.4)와 같다.

$$\begin{cases} \text{남} : \ln(m_{x,t,m}) = a_{x,m} + B_{x,t}K_{t,m} + \epsilon_{x,t,m} \\ \text{여} : \ln(m_{x,t,f}) = a_{x,f} + B_{x,t}K_{t,f} + \epsilon_{x,t,f} \end{cases} \quad (3.4)$$

여기서, m 과 f 는 각각 남성(male), 여성(female)을 뜻한다.

분석결과 우리나라의 사망률 교대현상이 나타나는 시작시점(e_o^t)을 80세라 가정한다면, 남자는 2020년, 여자는 2002년, 그리고 전체(both sexes)는 2006년이다.

1955-1969년의 사망률을 역추계하기 위해 LC 모형을 이용하여 추정된 모수(a_x , b_x , 그리고 k_t)들의 패턴은 Figure 3.2와 같으며, 이는 기존의 1970-2015년 사망률 자료를 LC 모형에 적용할 때 추정된 모수(b_x , k_t)의 추이와 반대로 나타난다. 이러한 결과는 역 추계를 위해 1970-2015년 사망률 자료를 2015-1970년으로 역(reverse) 전환하였기 때문이다.

Figure 3.3은 LC 모형의 b_x 와 LC-ER의 B_x 패턴을 비교한 것이다. 사망률 개선효과를 반영하기 위한 LC-ER 모형의 $B_{x,t}$ 는 시간이 흐름에 따라 LC의 b_x 와 다르게 연령별 사망률 개선 패턴이 매년 다르게 반영되는 것을 확인할 수 있다. 젊은층은 내려오고 고령층은 올라가는 추이를 확인할 수 있다.

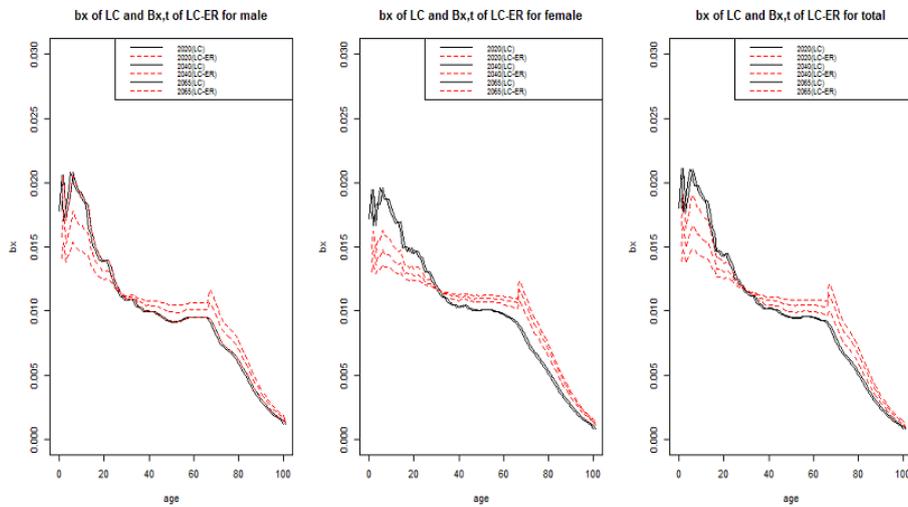


Figure 3.3. b_x of LC and $B_{x,t}$ of LC-ER.

다음으로 앞에서 살펴본 LC 모형과 LC-ER 모형을 통해 계산된 사망률을 기초로 가상과 실제코호트의 생명표를 작성한 후 이 둘의 0세의 기대수명을 비교한다. 생명표의 작성방법에 따라 2세기(1955–2155년) 동안 가상과 실제코호트의 기대수명은 Table 3.1과 같다.

객관적인 비교를 위해 통계청의 장래인구추계와 베이지안방법을 활용한 UN의 WPP 2017 Revision, R 프로그램 ‘demography’ 패키지에서 제공하는 LC 모형을 활용하여 생성된 코호트생명표 결과를 같이 살펴본다. 통계청 장래인구추계는 2065년까지 5년 간격으로 0세의 기대수명과 2015년 기준 1세기(century) 후 2115년의 0세의 가상코호트 기대수명을 제공하며, WPP 2017 Revision는 2100년까지 5년 간격의 중앙값(1995–2000기간의 경우 1997년의 기대수명을 제공)을 제공한다.

네 종류의 통계치를 살펴보면 LC-ER 방법으로 도출된 가상코호트의 0세의 기대수명이 통계청의 장래인구추계와 R프로그램 demography 라이브러리(LC 방법) 함수 결과와 유사하며, 베이지안 방법으로 산출하는 UN의 기대수명보다 동일시점에서는 약간 높은 값을 보인다. 통계청의 장래인구추계(2016)에서 기대수명은 LC-ER모형에 부집단(sub-population)인구의 사망률 정합성을 확보하기 위해 Li-Lee (2005) 방식을 추가한 모형 (Kim과 Han, 2017)을 활용한 결과이기 때문에 유사한 결과가 도출된 것으로 볼 수 있다.

1955–1970년대의 가상과 실제코호트의 0세 기대수명의 차이는 1955년 기준 남자는 18.8년, 여자는 20.4년, 1965년 기준 남자는 19.3년, 여자는 18.6년, 1970년 기준 남자는 19.2년, 여자는 17.8년으로 시간의 흐름에 따라 격차가 줄어드는 경향을 보인다. 2000년생 이후 남녀 모두는 0세의 기대수명이 90세를 상회할 것으로 전망되며, 2050년생 이후는 95세를 넘길 것으로 전망된다. 하지만 동일 시점으로 비교할 때 가상코호트는 남자는 약 75세, 여자는 80세 정도이며, 2050년도에는 남자는 87세 여자는 90세 수준에 머물 것으로 파악된다.

이는 앞서 서술한 특정 시점의 사망률에 영향을 미치는 요인들이 동일한 환경이나 여건으로 가정하여 도출된 가상코호트의 기대수명과 특정 연도에 태어난 출생코호트들의 실제 생존 경험을 반영한 실제코호트의 기대수명과의 차이이다.

2015년 이후를 살펴보면, 남자는 12.6년, 여자는 9.1년, 2030년 기준 남자는 11.0년, 여자는 7.8년,

Table 3.1. Comparison between synthetic and real cohorts, 1955 to 1970 and after 2015

연도	LC 방법				연도	LC 방법			
	가상코호트		실제코호트			가상코호트		실제코호트	
	남자	여자	남자	여자		남자	여자	남자	여자
1955	47.0	51.8	65.8	72.2	1963	54.2	60.5	73.2	79.6
1956	48.2	52.9	66.9	73.3	1964	55.1	61.5	74.0	80.3
1957	48.7	54.3	67.8	74.4	1965	55.4	62.4	74.7	81.0
1958	49.8	55.3	68.8	75.3	1966	56.4	63.4	75.5	81.7
1959	80.9	56.1	69.8	76.1	1967	57.1	64.3	76.1	82.3
1960	51.8	57.4	70.7	77.1	1968	57.9	65.2	76.9	82.9
1961	52.5	58.7	71.5	78.1	1969	58.6	65.5	77.5	83.4
1962	53.5	59.4	72.5	78.8	1970	58.7	65.8	77.9	83.6

연도	LC-ER 방법				LC 방법				통계청		WPP 2017	
	가상코호트		실제코호트		가상코호트		실제코호트		가상코호트	실제코호트	가상코호트	실제코호트
	남자	여자	남자	여자	남자	여자	남자	여자	남자	여자	남자	여자
2015	78.9	85.1	91.6	94.2	78.9	85.1	91.7	94.5	79.0	85.2	77.9	84.4
2020	80.0	85.9	92.3	94.7	80.3	86.2	92.4	95.0	80.3	86.2	79.3	85.3
2025	81.3	86.9	92.9	95.1	81.6	87.2	93.0	95.4	81.6	87.0	80.4	86.4
2030	82.5	87.7	93.5	95.5	82.8	88.0	93.6	95.8	82.7	87.8	81.4	87.1
2035	83.6	88.4	94.0	95.9	83.9	88.8	94.1	96.2	83.7	88.5	82.1	87.9
2040	84.7	89.1	94.6	96.3	85.0	89.5	94.6	96.5	84.7	89.1	82.8	88.6
2045	85.6	89.8	95.1	96.7	85.9	90.2	95.0	96.8	85.5	89.7	83.5	89.3
2050	86.5	90.4	95.6	97.1	86.8	90.8	95.4	97.1	86.3	90.2	84.2	90.1
2055	87.2	90.9	96.0	97.4	87.6	91.3	95.8	97.4	87.1	90.7	84.9	90.7
2060	88.1	91.5	96.5	97.8	88.3	91.8	96.2	97.6	87.8	91.2	85.6	91.4
2065	88.8	91.9	97.0	98.2	89.0	92.3	96.5	97.9	88.4	91.6	86.3	92.1
2070	89.4	92.4	97.4	98.6	89.7	92.8	96.9	98.1	-	-	86.9	92.7
2075	90.1	92.8	97.9	98.9	90.3	93.2	97.2	98.4	-	-	87.5	93.4
2080	90.6	93.2	98.4	99.3	90.9	93.6	97.5	98.6	-	-	88.2	93.9
2085	91.2	93.6	98.8	99.6	91.4	93.9	97.8	98.8	-	-	88.8	94.6
2090	91.7	94.0	99.3	100.0	91.9	94.3	98.1	99.0	-	-	89.4	95.3
2095	92.3	94.4	99.8	100.5	92.4	94.6	98.4	99.3	-	-	90.1	95.9
2100	92.8	94.7	100.4	100.9	92.9	95.0	98.6	99.5	-	-	90.6	96.5
2105	93.2	95.1	-	-	93.3	95.3	-	-	-	-	-	-
2110	93.7	95.4	-	-	93.7	95.6	-	-	-	-	-	-
2115	94.1	95.7	-	-	94.1	95.9	-	-	92.9	94.9	-	-
2120	94.5	96.1	-	-	94.5	96.1	-	-	-	-	-	-
2125	94.9	96.4	-	-	94.8	96.4	-	-	-	-	-	-
2130	95.3	96.7	-	-	95.2	96.7	-	-	-	-	-	-
2135	95.7	97.0	-	-	95.5	96.9	-	-	-	-	-	-
2140	96.1	97.3	-	-	95.8	97.2	-	-	-	-	-	-
2145	96.5	97.6	-	-	96.1	97.4	-	-	-	-	-	-
2150	96.9	97.9	-	-	96.4	97.6	-	-	-	-	-	-
2155	97.3	98.2	-	-	96.7	97.9	-	-	-	-	-	-

자료 : 통계청 「장래인구추계 2015-2065」, UN (2017) 「WPP 2017 Revision」.

LC = Lee-Carter 방법; LC-ER = LC method extended with rotation.

2060년 기준 남자는 8.4년, 여자는 6.7년이며 이후로 갈수록 둘 사이의 간격이 줄어들는데 이는 사망률을 감소하는 요인들이 빠르게 개선되고 있음을 의미한다. 즉, 시간이 흐름에 따라 미래의 사망률 개선에 대한 환경적인 요인이나 여건 등이 실제 생존경험과 유사해짐을 알 수 있다.

그리고 캐나다 금융감독원(Office of the Superintendent of Financial Institutions Canada; OSFIC)의 Actuarial Study (OSFIC, 2014)도 실제와 가상코호트의 기대수명을 사망률의 개선(with improvement)과 미개선(without improvements)으로 구분하여 공표하고 있으며, 위의 결과와 비슷하다.

추가적으로 모든 출생연도를 비교하는 것은 지면 관계상 어려우므로 1955년생, 1975년생, 1995년생, 그리고 2015년생 코호트를 선정하여 비교해 본다.

Figure 3.4에 따르면 혁신적인 의료개선이나 공중위생이 발달되지 않는 한 실제코호트의 사망률이 가상코호트보다 낮게 나타나고 있음을 알 수 있고, 이 결과 가상보다는 실제코호트의 0세 기대수명이 높다.

하지만 시간이 흐름에 따라 서로간의 격차는 점진적으로 줄어들고 있으며, 여자보다는 남자가 빠른 속도를 나타낸다. 이는 여자는 상대적으로 남자보다 이른 시기에 사망률의 개선이 일어났으며 그 이후에 남자의 개선효과가 빠르게 따라가는 양상이기 때문이다.

0세, 50세, 65세, 80세의 가상과 실제코호트의 기대수명과 기대여명에서도 성별과 무관하게 실제코호트의 기대수명과 기대여명이 가상코호트의 결과수치보다 높다. 그리고 남자는 사망률 개선이 앞선 시기에 개선효과를 보인 여자를 빠르게 추적하고 있음을 알 수 있다.

현재 고령화나 연금을 담당하는 정부부처나 연구기관에서는 기간생명표를 기준으로 공적연금 재정건전성을 고려한다. 하지만 결과에서도 알 수 있듯이 실제코호트의 0세의 기대수명은 가상코호트의 결과보다 높으므로 장수리스크(longevity risk, 생각보다 오래 사는 위험)에 노출될 가능성이 크다 (Kim 등, 2012; Choi, 2015).

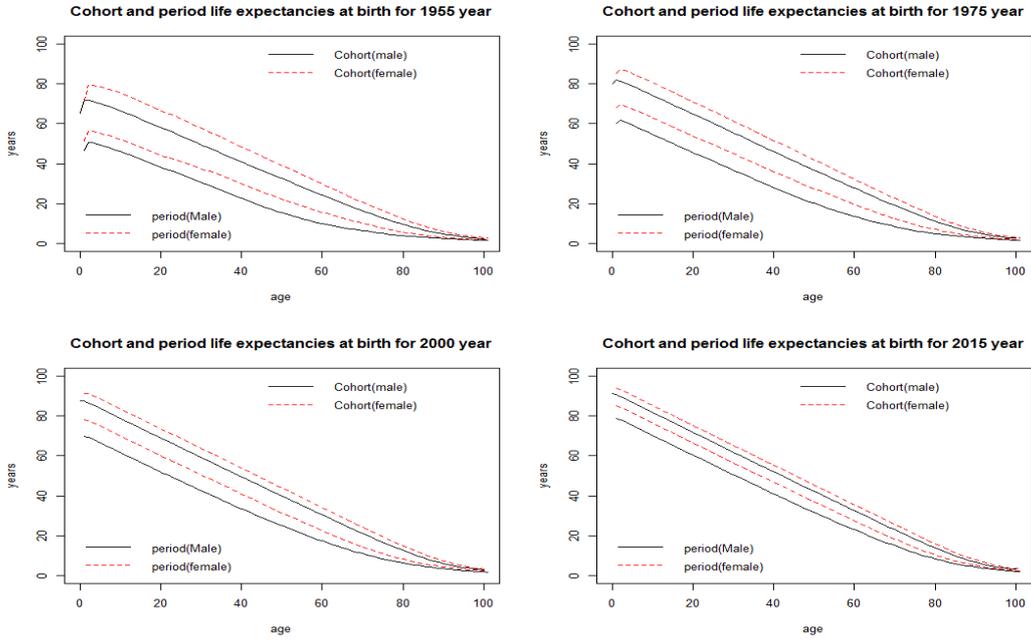
예를 들어 1975년생은 2018년에 43세이다. 이 때 기대여명 추정값은 43.4세이다. 2000년생은 2043년에 43세가 될 것이다. 이때의 기대여명은 47.4세로 예측된다. 두 개의 출생코호트는 동일 연령이지만 기대여명은 2000년생이 더 길다. 즉, 4.3년 차이(90.7 - 86.4)가 바로 2000년생이 깊어져야 할 상대적 장수리스크이다.

Figure 3.5는 실제코호트 기대수명으로 장수리스크를 산정하는 방안을 제안해 본 것이다. 1975년생은 43.4년 기간에 대해 은퇴설계를 준비하는 반면 2000년생은 43.4년보다 더 긴 47.4년을 기준으로 구상해야 한다. 그림에서 1975년생보다 2000년생은 4.3년(Figure 3.5 음영부분)이 더 긴 인생 후반을 살아야 한다.

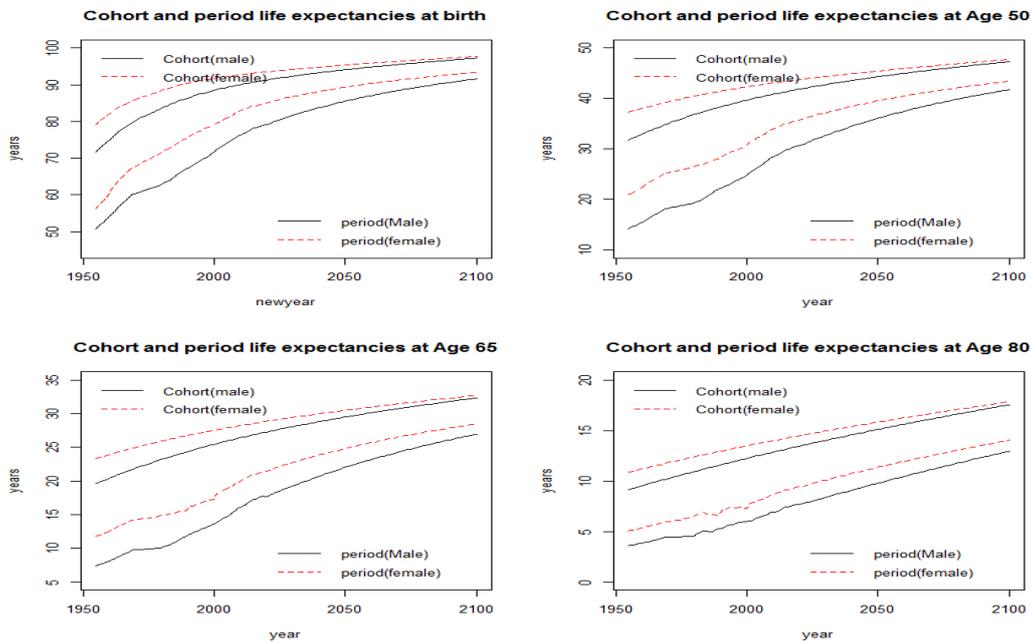
위 예시처럼 빠르게 진행되는 고령화(ageing)에서 오래 사는 위험인 장수리스크를 간과할 수 없다. 특히 우리나라는 가상코호트의 기간생명표를 기준으로 기대수명을 제시하고 있으며, 이는 연구결과에서 밝혀진 실제코호트의 기대수명보다 작은 값으로 예측된 수치이다.

따라서 실제 생존 경험(actual survival experience)을 내포하지 않는 가상코호트의 기대수명으로 미래를 설계하는 것은 합리적이지 않을 수 있다. 이러한 이유로 약 250여년의 사망률 시계열을 자랑하는 스웨덴은 기간생명표 뿐만 아니라 출생코호트별로 기대수명, 건강수명, 그리고 사망원인별 생명표 등을 동시에 제공한다 (Statistics Sweden, 2010).

우리나라 고령화속도는 유례없이 빠르므로 실제코호트 기대수명의 증가속도는 쉽게 늦춰지지 않을 것이다. 이러한 추세로 판단해 볼 때, 가상코호트의 기대수명보다 실제코호트의 기대수명을 반영한 연금수령액 재산정도 고려해야 한다. 참고로 연금선진국은 고령화에 따른 연금수급연령을 상향조정하고 고령층의 근로의욕을 향상시키는 정책을 동시에 추진하고 있다.



(a) 출생별 기대수명: 1955년생, 1975년생, 1995년생, 2015년생



(b) 특정 연령 (0, 50, 65, 80세) 기대여명

Figure 3.4. Life expectancy and residual life expectancy for synthetic and real cohorts.



두 코호트 장수리스크 차이 계산 = ② - ① = 90.7 - 86.4 = 4.3년
 ①: 1975년생 기대수명 = 기준연도 나이 + 기준연도 기대여명 = 86.4세
 ②: 2000년생 기대수명 = 비교 동일 나이 + 동일나이 연도 기대여명 = 90.7세

Figure 3.5. Calculation of Longevity Risk.

Table 3.2. Life expectancy and profile for G7 countries, Korea, and Sweden

구분		한국	미국	일본	영국	프랑스	독일	이탈리아	캐나다	스웨덴
GDP per Capita (PPP, \$) (2016년 기준)		37731	57607	41220	42420	42336	48449	36823	46441	49759
15-19세 (%) ¹⁾	1970	25	24	28	21	22	20	21	25	23
	2015	20	21	15	19	18	17	15	20	19
	2050	14	18	13	17	17	14	14	17	18
65세 이상 (%) ²⁾	1970	7	18	12	23	24	24	19	15	23
	2015	20	25	47	30	34	35	38	26	35
	2050	72	41	77	46	51	64	74	49	45
HMD 자료	기대수명 ³⁾	82.1	78.9	83.9	80.9	82.2	80.6	83.5	81.9	82.3
	시계열	1970-2016	1933-2016	1947-2016	1922-2016	1816-2015	1990-2015	1872-2015	1921-2015	1751-2016

주): 1) 전체 인구 대비 15-19세 비율, 2) (국제비교를 위해) 20-64세 대비 65세 이상 인구 비율, 3) 2015년 기준.
 자료: OECD (2016) 「Society at a Glance 2016」; IMF (2018) 「World Economic Outlook」; HMD (2018).

3.2. 가상코호트와 실제코호트 국제비교

최근 UN 고령화보고서 (UNPD, 「World Population Ageing 2017」)에 따르면 2050년에는 60세 이상이 2017년 대비 2배 이상이 되고, 세부적으로 2017년 60세 이상이 8명중 1명, 2050년에는 5명중 1명이 될 것으로 전망한다. 더불어 자녀와 함께 살지 않는 홀로의 삶(live alone)이 될 가능성이 높다고 전망했다. 이와 같이 고령화는 희망적이기 보다는 부정적인 메시지가 강하고 세계에서 가장 빠른 고령화속도를 나타내는 우리나라에게 시사하는 바가 크다.

따라서 본 연구에서는 우리나라의 현 고령화 수준이 어느 정도인지 국제 비교를 통해 살펴보고자 하며, 분석을 위해 HMD자료를 활용하고 가상과 실제코호트의 기대수명을 국제 비교한다.

분석대상은 선진국이면서 고령화사회를 나타내고 있는 국가인 G7국가(미국, 일본, 영국, 프랑스, 독일, 이탈리아, 캐나다)와 사망데이터의 최장기간(기간 1751-2016년, 코호트 1676-1984년생)을 보유하고 있는 스웨덴을 추가적으로 선정한다. G7국가는 GDP가 4만불 이상이고 고령사회에 진입되어 장년층에 대한 복지정책을 활발히 펴고 있다. 본 논문은 각국의 고령화 정책비교는 연구범위를 벗어나므로, 가상과 실제코호트에 대한 기대수명의 추이만 비교한다. G7과 스웨덴의 국가프로필과 HMD의 시계열 자료는 Table 3.2에 제시하였다.

우리나라의 공식통계(1970-2016년), 본 연구의 1955-1969년 사망률 추정, HMD의 각국의 사망률에 대

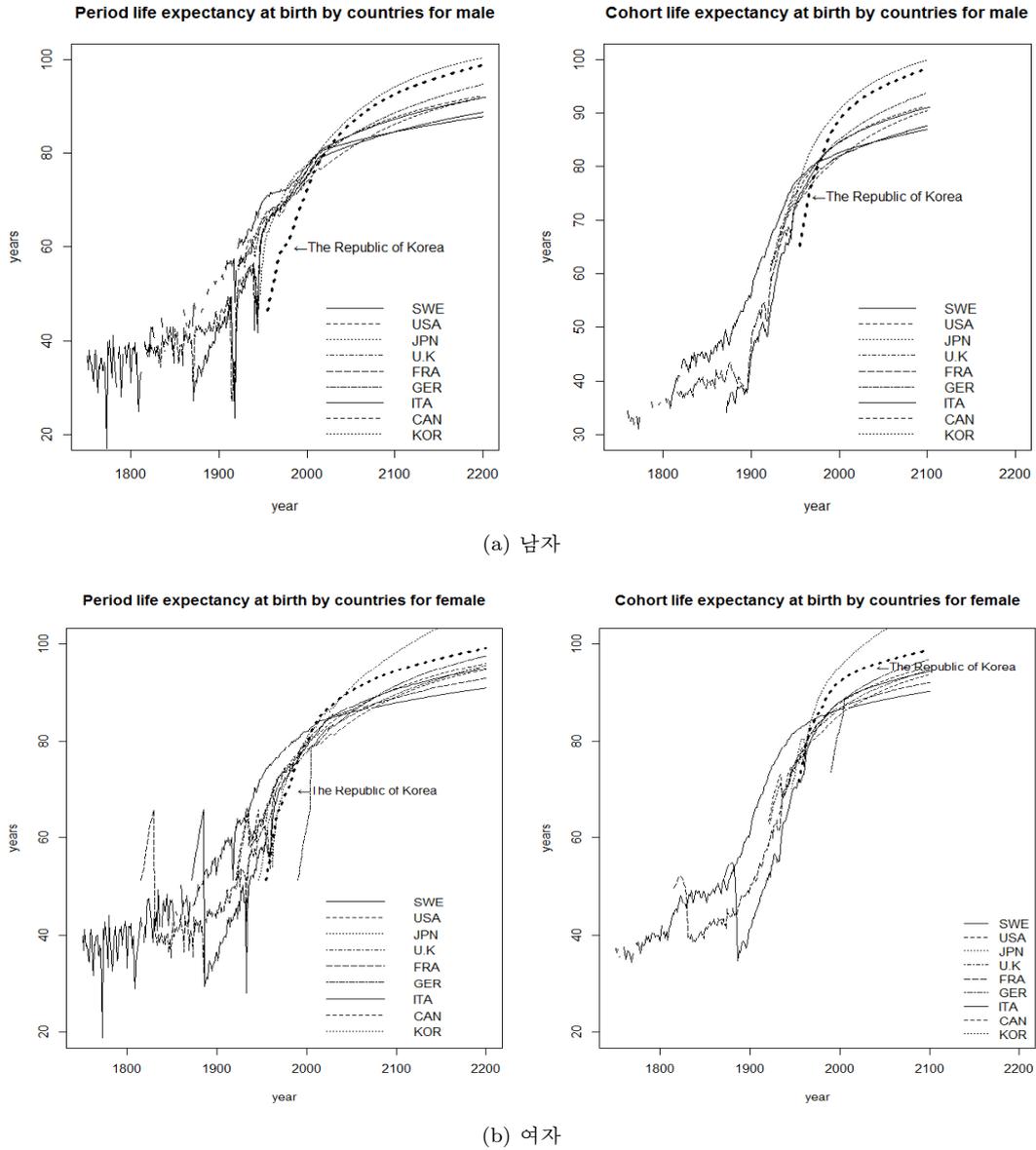


Figure 3.6. Life expectancy for country-specific synthetic and real cohorts by sex.

한 시계열기간을 종합적으로 검토하여 분석 시계열을 1955-2011년으로 선정하였다. 사망률 개선효과를 반영한 미래 사망률은 2200년까지 예측하고, 실제코호트는 100세를 사망시점으로 간주해 LC-ER 방법으로 2100년까지 기대수명을 추정하고 비교한다.

Figure 3.6은 국가별 가상(좌측)과 실제코호트(우측)의 0세 기대수명을 보여준다. 우리나라의 가상과 실제코호트의 기대수명 모두 타 국가와 비교했을 때 기울기가 상당히 가파른 것을 알 수 있으며, 사망률

개선이 상대적으로 단기기간에 이루어 졌다는 것을 의미한다.

또한 같은 시점에서 두 집단의 기대수명을 비교해 보면 모든 국가들이 동일하게 실제코호트가 가상코호트보다 높은 수치를 보인다. 이러한 분석결과는 Vladimir 등 (2011)의 연구 결과와 유사하다.

여러 언론 매체나 건강저널에서 ‘인생 100세 시대 도래’, ‘115살 vs 150살 인간 수명 한계’ 등으로 인간의 수명의 한계와 이슈를 보도하고 있지만 본 논문의 연구결과로 판단해 본다면 우리나라는 2100년 전에 100세를 맞이하는 것은 쉽지 않을 것으로 전망된다.

그리고 일본(JPN)과 우리나라(KOR)가 타 국가와 비교해 가상과 실제코호트 모두 높은 기대수명을 보이고 있으며 기울기도 가파른 것을 알 수 있다. 특히, 우리나라의 기울기는 긴 세월동안 수명의 개선을 이루어낸 선진국의 사망률 개선과는 너무나 상이하고 기울기가 매우 가파른 것을 알 수 있는데 이것은 세상에서 가장 빠른 고령화속도를 보이는 것과 일맥상통하다.

한 가지 주목할 점은 가상과 실제코호트의 기대수명 모두 85-90세까지는 가파른 상승세를 보이다가 그 이후로는 둔감하는 경향이다. 그 이유는 인구통계학 분야에서 ‘생명표 엔트로피(Entropy of Life table)’로 알려져 있는 현상과 관계가 깊다 (Olshansky와 Cornes, 2002). 이는 인간의 기대수명이 언론보도와는 달리 100세 또는 그 이상으로 쉽게 증가할 수 없는 이유를 설명해준다. 즉, 기대수명이 점차 증가하지만 제한된 한계 또는 천정수명을 향해 사망연령이 수렴되는 현상을 보이는 사망의 압축(compression of mortality) (Fries, 1983, 1984) 이론과 관련이 깊다.

추가적으로 기대수명은 평균수명의 개념이므로 인간 수명의 한계(maximum human lifespan)를 논할 때는 평균보다는 극단값(extreme value)에 초점을 두고 논쟁하는 것이므로 구분될 필요가 있다. 수명 한계와 관련하여 Dong 등 (2016)는 115살, Hughes와 Hekimi (2017)는 인간 수명의 한계는 계속 확장(potentially no limit to human lifespan) 될 것이며, 2300년이 될 때까지 150살이 나올 수 있다고 제안했다.

서로 다른 이들 둘의 견해에서도 최고령 수명연장의 평탄화에 대해서는 이견이 없다. 즉, 80세까지의 기대수명의 증가는 괄목할 만한 증가세를 보이지만 그 이후의 증가세는 점진적으로 둔감한다는 것이다. 이는 위에서 서술한 사망의 압축 또는 생명표 엔트로피와 관련이 깊다. Dong 등은 최고령 수명연장의 곡선의 기울기가 115세 지점에 평탄화를, Hekimi는 의료혁명으로 인한 인간의 한계수명 도약을 가정한 것이다.

4. 결론 및 향후과제

UN의 고령화사회 정의와 통계청의 장래인구추계 (2016)에 따르면 우리나라는 32여년 만에 초고령사회(super-aged society)를 맞이하게 될 것으로 보인다. 이는 세계 어느 나라와도 비교할 수 없는 유례없는 빠른 고령화속도이다.

하지만 이러한 빠른 고령화 속도에 비해서 사망관련 데이터와 여러 복지정책을 고민하는 인식은 뒤쳐져 있다. 이에 반해 선진국들과 일본은 오랜 시간의 사망률 시계열을 확충하고 보완해 가면서 고령자를 위한 복지정책과 이에 수반된 여러 사회문제를 고민하고 있다.

본 연구는 이런 취지에서 과거 및 미래 예측을 통해 우리나라 1955-2200년까지 245여 년간의 사망률 자료를 추정해 가상코호트와 실제코호트의 기대수명을 비교해보고 이를 토대로 고령화수준을 국제비교 하였다.

세부적으로 역 추계 기간(1955년-1969년)의 추정치는 선행연구와 LC모형으로 비교 분석해 정확성과 객관성을 높였으며, 2016년 이후의 예측치는 LC-ER모형으로 우리나라의 사망률 개선효과를 반영하였

다. 또한 추정된 사망률 자료를 토대로 가상과 실제코호트의 기대수명을 비교함으로써 그 차이가 어느 정도인지를 가늠해 보았다. 1955년에는 가상과 실제코호트의 0세의 기대수명이 약 20세의 차이를 보이지만 그 차이가 점진적으로 줄어가는 양상을 확인하였다. 이는 우리나라 뿐만 아니라 국제비교를 시행한 G7국가와, 스웨덴의 공통적인 특징이고 85-90세를 기점으로 기대수명의 증가세는 둔감하는 것을 알 수 있다.

공중위생, 의료개선, 신약개발, 건강보조식품 등과 건강에 대한 관심고조로 예전에 비해 사망률이 빠르게 개선되고 있다. 1955년생 0세의 기대수명은 65.8세(남), 72.2세(여)이고, 2015년생은 91.61세(남), 94.30세(여)로 60년 동안 약 26세(남), 23세(여)가 증가되었다. 이러한 증가속도는 전 세계에서 유례를 찾아볼 수 없는 기대수명의 혁명이고, 얼마 전에 작고한 스웨덴의 저명한 인구학자인 한스 로스링(Hans Rosling)도 이런 증가는 이상치(outlier)로 간주해야 한다고 주장하였다.

본 연구를 진행하면서 몇 가지 한계점을 발견하고 향후과제를 도출할 수 있었다. 첫째, LC-ER모형에서 사용되는 가정치는 선진 20개국의 사망률 분석에 근거한 값이다. 하지만 한국의 경우 이와 다른 값이 도출될 가능성이 있다. 특히 사망률 개선효과 시점인 80세, 종점인 102세의 가정이 우리나라에 합리적인 가정치인지 고려해야 한다. 따라서 Li 등이 제안한 80세와 102세의 가정 결과를 면밀히 살펴 우리나라의 적합한 값을 도출할 필요가 있다.

둘째, 실제코호트는 출생코호트가 완전히 사망한 후, 그 집단을 추적하여 생명표를 작성해야 완벽한 코호트생명표이다. 이를 위해 코호트의 면밀한 추적과 노력이 필요하지만 현실이 그렇지 못하다. 따라서 분석을 위해 상한연령을 100세로 가정한다. 하지만 프랑스, 스웨덴의 경우 200년간 이상의 코호트 사망률을 확보하고 계속 추적해서 장시간의 코호트를 확보해 나가고 있으며, 다양한 사망관련 분석으로 각종 고령화나 복지정책에 결과를 활용하고 있다. 이런 연구 활동은 빠른 고령화를 보이고 있는 우리나라에게는 시사하는 바가 크다고 본다. 향후 이와 관련된 문헌연구와 통계학적 모델링 추정 등으로 코호트자료를 완성해나갈 필요가 있다.

셋째, 본 연구는 생명표의 상한 연령을 100세를 기준으로 생성하였다. 하지만 최근 UN의 경우 고령화에 발맞춰 coherent Kannisto방법 (Sevcikova 등, 2015)을 활용하여 상한 연령을 130세로 상향하였다. 우리나라의 100세 이상 주민등록연앙인구를 살펴보면 2000년 2,219명, 2010년 2,638명, 2017년 4,657명으로 17년간 약 109% 증가하였다. 앞으로 이러한 증가세는 늘어날 추세이므로 상한연령을 110-120세로 수정해서 생명표를 제안하는 연구도 필요하다고 본다. 이들에 대해서는 향후 연구과제로 남기고자 한다.

References

- Chang, Y. S. (1967). *Population in Early Modernization: Korea* (Ph.D thesis), Princeton University, New Jersey.
- Chiang, C. L. (1968). *Introduction to Stochastic Process in Biostatistics*, John Wiley & Sons, New York.
- Choi, Y. O. (2015). A study on measuring and managing longevity risk, *KDI*, **2015**, 1-78
- Choi, H. Y. (1939). Chosen Jumin No Seimei Hyo (Korean Life Tables), *Korean Medical Journal*, **29**.
- Christina, B. and Roland, R. (2015). Forecasting Period and Cohort Mortality Trends, Extended Abstract, PAA 2015. 1-11.
- Coale, A. J., Demeny, P. G., and Vaughan, B. (1983). *Regional Model Life Tables and Stable Populations* (2nd ed), Academic Press, New York.
- Dong, X., Miholland, B., and Vijg J. (2016). Evidence for a limit to human lifespan, *Nature*, **538**, 257-259.
- EPB (1971). *Korea Statistical Yearbook*, Statistics Korea.
- Fries, J. F. (1983). The compression of morbidity, *The Milbank Memorial Fund Quarterly*, **61**, 397-419.

- Fries, J. F. (1984). The compression of morbidity: miscellaneous comments about a theme, *The Gerontologist*, **24**, 354–359.
- Greville, T. N. E. (1977). Short methods of constructing abridged life tables. In *Mathematical Demography. Biomathematics*, Vol 6, Springer, Berlin, Heidelberg.
- Horiuchi, S. and Wilmoth, J. R. (1995). *Aging of Mortality Decline*, Rockefeller University, New York.
- Hughes, B. G. and Hekimi, S. (2017). Many possible maximum lifespan trajectories, *Nature*, **546**, E8–E9.
- Human Mortality Database (HMD) (2018). University of California, Berkeley, United States and Max Planck Institute for Demographic Research, Germany, from: www.mortality.org
- International Monetary Fund (2018). World Economic Outlook.
- Jeong, S. and Kim, K. W. (2011). A comparison study for mortality forecasting models by average life expectancy, *The Korean Journal of Applied Statistics*, **24**, 115–125.
- Keyfitz, N. (1966). A life table that agrees with the data, *Journal of the American Statistical Association*, **61**, 305–312.
- Keyfitz, N. and Frauenthal, J. (1975). An improved life table method, *Biometrics*, **31**, 889–899.
- Kim, D. H., Ryu, J. S., and Kim, D. J. (2012). Cause of Insurance Companies' Longevity Risk and its Management, Management Report 2012-4.
- Kim, K. W. and Jeong, S. H. (2012). A comparative study on trends of life table death probability in Korea, *Korean Journal of Population Studies*, **35**, 145–167.
- Kim, S. Y. and Han, M. J. (2017). Mortality forecasting for 2016 Korean Population Projection, *Korean Journal of Population Studies*, **40**, 1–25.
- Kim, S. Y. and Oh, J. H. (2017). A study comparison of mortality projection using parametric and non-parametric model, *The Korean Journal of Applied Statistics*, **30**, 701–717.
- Kirill, F. A. and James, W. V. (2006). Forecasts of Cohort Mortality after Age 50, MPIDR working paper WP 2006-012, MAY 2006.
- Koh, K. S. and Kim, I. H. (1964). Abridged life tables for the Republic of Korea: based on 1995 and 1960 censuses, *Monthly Statistics of Korea*, **6**, 7–8.
- KOSTAT (2016). Population Projections (2016–2065).
- KOSTAT (2016). 2015 Life table and Outcome on New Life Tables for 1970–2014 years.
- Kwon, T. H. (1972). Population change and its components in Korea 1925–66 (Ph.D thesis), Australian National University.
- Kwon, T. H., Lee, H. Y., Chang, Y. S., and Yu, E. Y. (1975). The Population Of Korea, the Population and Development Studies Center, Seoul National University.
- Lee, D. W. (1972). Derivation of life table functions from the recent Korean censuses (M.S. Thesis), London School of Hygiene and Tropical Medicine, London University.
- Lee, R. D. and Carter, L. R. (1992). Modeling and forecasting U.S. mortality, *Journal of the American Statistical Association*, **87**, 659–671.
- Li, N. and Gerland, P. (2011). Modifying the Lee-Carter Method to Project Mortality Changes up to 2100, the Population Association of America 2011 Annual meeting-Washington, DC, Session 125, formal Demography I: Mathematical Models and Methods.
- Li, N. and Lee, R. (2005). Coherent mortality forecasts for a group of populations: an extension of the Lee-Carter method, *Demography*, **42**, 575–594.
- Li, N., Lee, R., and Gerland, P. (2013). Extending the Lee-Cater method to model the rotation of age patterns of mortality decline for long-term projections, *Demography*, **50**, 2037–2051.
- OECD (2016). Society at a Glance 2016.
- Olshasny, S. J. and Carnes, B. A. (2002). *The Quest for Immortality*, W.W.Norton & Company
- OSFIC (2014). Mortality Projections for Social Security Programs in Canada, Actuarial Study no.12.
- Park, Y. S. and Kim, S. Y. (2011). A method for construction of life table in Korea, *The Korean Journal of Applied Statistics*, **24**, 769–789.
- Shin, K. J. and Choi, B. S. (2013). A review of life table application and an introduction of its application method, *Journal of the Korean Data and Information Science Society*, **24**, 1159–1175.
- Sevcikova, H., Li, N., Kantorova, V., Gerland, P., and Raftery, A. E. (2015). Age-Specific Mortality and Fertility Rates for Probabilistic Population Projections, Working Paper no. 150, Center for Statistics

- and the Social Sciences, University of Washington.
- Statistical Training Institute (2013). Basic and Application of demography.
- Statistics Sweden (2010). Cohort mortality in Sweden: Mortality statistics since 1861, Demographic report 2010:1.
- Vladimir, M. S., Dmitri, A. J., Evgeny, M. A., and James, W. V. (2011). Steep increase in best-practice cohort life expectancy, *Population and Development Review*, **37**, 419–434.
- UN (2017). WPP 2017 Revision.

가상코호트와 실제코호트 사망력 비교

오진호^{a,1}

^a통계청 통계개발원 통계분석실

(2018년 2월 5일 접수, 2018년 5월 11일 수정, 2018년 6월 11일 채택)

요약

UN의 고령화사회(ageing society) 정의와 통계청의 장래인구추계 (2016)에 따르면 우리나라는 만 30여년 만에 초고령사회(super-aged society)를 맞이하게 되며, 세계 어느 나라와도 비교할 수 없는 빠른 고령화 속도를 보인다. 이러한 유례없는 고령화 속도에 비해서 장기 시계열의 사망관련 데이터 확보와 연금과 복지정책을 고민하는 인식은 뒤처져 있다. 본 연구는 과거 및 미래 예측을 통해 우리나라 1955-2200년까지 245여 년간의 사망률 자료를 추정 예측하여 가상코호트와 실제코호트의 기대수명을 비교함으로써 그 차이가 어느 정도인지를 가늠해 보았다. 더불어 우리나라 고령화수준을 파악하기 위해 국제비교도 하였다. 역추계(back-projection) 기간의 추정치는 선행연구와 Lee-Cardé (LC) 모형으로 비교 분석해 정확성과 객관성을 높였으며, 2016년 이후의 예측치는 LC method extended with rotation (LC-ER) 모형을 활용해 우리나라의 사망률 개선의 교대현상을 반영하였다. 분석결과 60년 동안(1955-2015년) 약 30년에 가까운 기대수명의 증가가 이루어졌고, 2세기(1955-2155)동안 실제코호트의 기대수명이 가상코호트보다 높게 도출되었다. 실제코호트의 기대수명 비교우위는 비교 국가들 모두 공통적인 경향임을 확인하였다. 그리고 일본과 우리나라가 기대수명의 상위를 점하고 있고, 모든 국가들이 85-90세를 기점으로 가상과 실제코호트의 기대수명에 대한 증가속도가 이전보다 높지 않음을 보였다.

주요용어: 고령화사회, 기대수명, 가상코호트, 실제코호트, 사망력

본 연구는 통계청의 공식견해가 아니며 저자의 개인적인 연구결과임을 밝힙니다.

¹(35220) 대전시 서구 한밭대로 713 통계센터 6층, 통계청 통계개발원 통계분석실. E-mail: comet123@korea.kr