한국인의생명표

1971

한국인구정책연구소

목 차

제 1 장 서

제 1 장 서

생명표는 특정한 사회 혹은 인종, 지역에 있어서의 인구에 대한 생명에 관하여 서술하는 방법으로 인구학적으로는 사망력 (Mortality) 과 출산력 (Fertility) 분석, 인구이동, 장래의 인구추계, 인구증가추세 분석등의 불가결한 기본지표가 될뿐만 아니라 경제 및 사회개발계획을 수립하는 과정에 있어서도 인구와 관련된 제변수를 취급할때에 생명표는 현황분석 혹은 예측의 기초자료로서 중요한 위치를 차지하고 있다.

생명표는 인류의 생명에 관한 역사적인 기술이기 때문에 이것을 작성하려면 과거 일정기간에 발생한 출생과 사망 그리고 각 연령별 사망자수와 인구구조에 관한 정확한 자료를 필요로 한다.

그러나 대부분의 경우 특히 후진국에 있어서는 이와같은 인구통계가 결여되어 있다. 생명표 작성의 기초자료로서 대표적인 것은 매 5년 내지 10년 간격으로 실시하는 인구센서스와 출생과 사망에 관한 인구동태신고자료를 들 수가 있는데 우리나라는 비록 대만 (자유중국) 과 일본을 제외하면 아세아에서는 가장 잘 되어 있다고는 하지만 아직도 상기한 동태률의 정확한 파악을 하지 못하고 있는 실정이다. 인구동태신고에 있어서는 연령별, 성별, 출생, 사망이 발생즉시 신고되지 않을뿐만 아니라 신고률 또한 저조하였다.

과거에 실시한 센서스 (1960 및 그 이전) 에 있어서도 연령응답이 정확한 인구동태률을 직접 산출할 수 있으리만치 만족한 것이 못되었던것 같다. 이리하여 이제까지 작성된 생명표에서는 인구동태신고나 센서스자료에 입각하여 각 연령별 동태률 (Vital Rates) 을 간접적으로 추정하여 사용하였음을 엿볼 수 있다.

본 연구는 우리나라에서 실시한 센서스중에서 가장 잘된 1966년과 1970년의 양대센서스를 기초로 하여 완벽한 최신 생명표를 작성할 계획이었다.

그러나 1970년 센서스의 자료처리가 예상외로 지연됨에 따라 기초자료로서는 1966년 인구센서스자료와 1966~70의 인구동태통계를 사용하였고 작성방법으로는 미국의 인구학자 Dr. Nathan Keyfitz가 개발한 Iterative Method를 채용하였다.

그러나 최근 자료로서의 1970년 센서스 결과가 발표되면 즉시 1970년 생명표의 작성이 가능하도록 제2장과 부록에서 방법론에 관한 충분히 소개를 하였다.

본 연구에서 채용한 Iterative Method는 우리나라와 같이 인구동태통계가 불완전한 경우에 적극 권장하는 방법으로 제2장에서 상세하게 해설된 바와 같이 관찰된 사망률을 자체내부에서 재조정하여 사용토록 되어 있다.

특히 복잡한 계산과정을 전자계산기에 의하여 해결해 나갈 수 있도록 Computer Programme이 개발되어 있을뿐만 아니라 전자계산조직을 구사함으로써 다각적인 시험과 분석이 가능하다는 장점이 있다.

제 2 장　작 성 방 법

제 2 장 작 성 방 법

1. 기본적인 원리

생명표는 한 인구집단의 사망에 관한 사항을 논리적으로 기술하는 수단으로서 과거 일정기간에 일어난 동태적인 사실(연령별 인구구조 및 연령별 사망)에 입각하여 그 인구집단에 대한 연령별 사망과 생잔의 확율를 제시하여 주는데 있다.

그러므로 생명표 작성의 제일 첫단계는 이미 발생된 기록에 의하여 관찰된 연령별, 사망률 $M_X = \frac{D_X}{K_X}$ (단, K_X = 연령계층 X에 있어서의 인구수, D_X = 연령 X에 있어서의 일정기간(여기서는 1년)에 발생한 사망자수)을 가지고 앞으로 발생할 사망의 확률을 추정하여야 하는데 이 확률을 어떤 방법에 의하여 추정하느냐가 문제가 된다.

편의상 과거에 발생한 사망수준(Motality Level)이 가까운 미래에도 지속한다는 가정하에 사망의 확률을 생각해 보기로 한다.

연앙(7월 1일 현재)에 $X + \frac{1}{2}$세에 도달한 인구는 그해 연초에는 X세였을 것이다. 가령 연령 X세로부터 X + 1세에 도달하기 직전까지(1년간)의 사망자수 D_X가 12개월중 매월 똑같은 빈도로 발생하였다고 가정하면 1월~6월(반년)의 사망자수는 $\frac{1}{2}D_X$가 되므로 연초에 연령 X에 도달한 인구수는 $K_X + \frac{1}{2}D_X$가 된다.

따라서 정월 1일 현재에 연령 X에 도달한 인구가 동년 12월 31일까지(12개월간)에 죽는 확률은

$$Q_X = \frac{D_X}{K_X + \frac{1}{2}D_X} = \frac{M_X}{1 + \frac{1}{2}M_X}$$ 가 된다.

단 $Mx = \frac{Dx}{Kx}$

Kx는 연령X에 있어서의 인구수로서 통상적으로 Census나 기타 인구조사에서 도출된다.

Dx는 연령X에 있어서 1년중에 죽어버린 사망자수로서 인구동태신고 혹은 양 Census에서 도출된 수

각 연령계층에서 1년간에 죽는 확률 Q_x를 알고 나면 $P_x = 1 - Q_x$ 즉, 동1년중에 살아남는 확률을 계산해 낼 수 있다.

그러므로 X로부터 x+n 기간까지 살아남을 수 있는 확률 즉, 생잔률 $_nP_x$는 다음과 같이 표시된다.

$$_nP_x = (P_x)(P_{x+1}) \cdots (P_{x+n-1})$$

갓낳은 어린애가 첫1년동안에 살아남을 수 있는 생잔률을 P_o로 표시하고 이 어린애가 첫2년동안 살아남을 수 있는 확률은 P_oP_1 그리고 X년간 살아남는 확률은 $_xP_o = P_oP_1 \cdots\cdots P_{x-1}$로 표시할 수 있다.

생명표에서는 이들 각 세간의 확률의 누승을 $\ell_x = \ell_o P_o P_1 \cdots P_{x-1}$로 표시하며 ℓ_o를 RADIX라고 하여 $\ell_o = 100,000$을 사용하는 것이 통상이고 여기에서 ℓ_x를 정지인구(Stationary Population)이라고 부르고 있다.

연령X에서 X+1 사이의 사망자수는 $d_x = \ell_x - \ell_{x+1}$ 그리고 X에서 x+n사이의 사망자수는 $d_x = \ell_x - \ell_{x+n}$로 표시한다.

이같은 정지인구의 모형에 있어서는 국제적인 이출입이 전혀 없

는 것으로 가상하고 출생수와 사망수가 항상 일치하며 출생은 항상 ℓ_0 만큼씩 발생된다고 가정하게 되므로 Life Table 기간의 사망자수는 항상 ℓ_0 와 일치된다.

그러므로 ℓ_0 코호트에 있어서의 출생자 100,000 명이 1 세가 될때까지 살아남을 수 있는 확률은 $\ell_0 P_0 = \ell_1$ 그리고 2 세에 도달할때 까지 살아남을 수 있는 확률은 $\ell_0 P_0 P_1 = \ell_2$ ・・・등으로 계산할 수 있다.

이와 같이 하여 최종 ℓ 코호트에 이르러서는 ℓ_0 전원이 사망하게 마련이다. 이것은 $Q_{w-1} = 1$ 이고 $P_{w-1} = 0$ 로도 표현될 수 가 있는데 ω 는 Last age Cohort 를 말하는 것으로 경우에 따라서는 90 세 혹은 100 세로 볼 수가 있다.

이와 같이 생명표의 사고방식은 일정한 시점에 있어서의 단면을 연령별로 관찰하는 것이며 생명표는 이론상 비유를 할 수는 있으나 실인구 모집단에 대한 기술이 아닌 가상집단에 대한 표현에 지나지 않는다.

앞에서 기술한 사항을 더욱 깊이 관찰하기 위하여 연속함수로 나타내면 앞에 나온 X를 한 시점에 있어서 변수로 보지 않고 한 연속변수로 보아 L_x 대신에 L (x) 로 표시하고 사망력 (Force of Mortality) 를 U (x) 라고 하여 사망률의 극한치 (Limiting Value) 를 계산하면 생명표에 있어서의 연령 X 로부터 X + △X 사이의 사망자수는 L(x) - L (x + △x) 로서 연령계급의 간격이 영에 가까울 정도로 잡을때 U(x)는 다음과 같은 함수관계를 이룬다.

$$U(x) = \lim_{\Delta x \to 0} \frac{L(x) - L(x + \Delta x)}{L(x)\ \Delta x}$$

$$= \frac{-d\ L(x)}{L(x)dx} = \frac{d\ln L(x)}{dx} \cdot\cdot\cdot\cdot\cdot (1)$$

단, ln는 양에 대한 자연대수

생명표는 공식(1)에서 말하는 사망력 U(x)를 기초로 하여 작성될 수도 있다.

미분방정식 $U(x)dx = -d\ \ln\ L(x)$의 관계에서 L(x)를 나타내고 이를 적분하면

$$L(x) = C\ \exp\left[-\int_0^x U(t)dt\right] \cdot\cdot\cdot (2)$$

여기에서 C는 X＝0로 놓았을때 생명표의 생잔자 (ℓ_x)란의 제1첫수(앞의 예에서는 100,000명) 즉, RADIX를 말하는 것으로서 $C = \ell_0$를 뜻한다. 그리고 연령 X에 도달한 사람이 n년간 살 수 있는 확률은 $L(x+n)/L(x)$가 되는데 이것을 다시 공식(2)에 대입하여 다음 관계식을 얻을 수 있다.

$$\frac{L(x+n)}{L(x)} = \exp\left[-\int_x^{x+n} U(t)dt\right]$$

$\ell_0 = 100,000$이라 보았을 때의 가상인구는 주어진 사망률에 의하여 해마다 감소하게 마련인데, 연령 X와 X＋dx 사이에 죽어서 감소되는 수는 $L(x)\ U(x)dx$가 된다. 그리고 이의 1년간의 적분 $dx = \int_0^1 L(x+t)\ U(x+t)dt$는 연간감소분에 해당한다.

가령 ℓ_x를 어느 순간에 있어서의 연령 X에 해당하는 생존인구수라고 한다면 이 정태인구 모형에 있어서의 x와 x＋dx사이에 살아남은 인구수는 $L(x)dx$이고 x에서 x＋n 사이의 생잔자는

$${}_nL_x = \int_0^n L(x+t)dx \text{ 이다.}$$

${}_nL_x$는 또한 x와 x＋n년 사이의 전인구가 생존한 생존년수 (Person - Year Lived)의 합계를 말한다.

가령 각 연령계층에 있어서의 인구가 생존한 연수의 합계 (즉, ℓ_0에서부터 시작하여 최종 생존년령 ω까지 생존한 연수의 총계) 를 Tx라고 하여 다음과 같은 산식으로 표현된다.

$$T_x = \int_0^{w-x} L(x+t)\,dt$$

Tx를 다시 ℓx로 나누어 각 개인에 대한 평균치를 구하면

$\dfrac{T_x}{\ell_x} = \mathring{e}_x$ 의 관계식이 성립되는데

이 $\mathring{e}_x$를 소위 연령 x에 있어서의 완전 기대수명 (Complete Expectation of Life at Age X) 라고 한다.

상기한 ℓx, Lx, Tx, $\mathring{e}x$ 중의 어느 한가지를 알게 되면 생명표를 작성할 수가 있는데 그 작성방법에 있어서도 두가지를 생각할 수가 있다. 그중 한가지 방법은 이론적인 것이지만 연속함수적인 관계식 그리고 다른 한가지는 일시적인 상황의 기술 (Discrete Version) 을 생각할 수가 있다.

연령 X에 있어서의 각 개개인의 평균수명 $\mathring{e}x$은 다음과 같이 통계학이나 물리학에서 통용되는 소위 평균치나 혹은 중위치와 같은 개념으로 표현할 수가 있다.

$$\mathring{e}_x = \frac{\int_0^{w-x} t\,L(x+t)\;U(x+t)\,dt}{\int_0^{w-x} L(x+t)\;U(x+t)\,dt} \quad \cdots (3)$$

t는 연령 x를 넘어서서 살아온 햇수를 말하며 분모의 L (x + t) U (x + t) dt는 연령 x로부터 x + t에 이르는 동안에 죽은 수가 된다. 따라서 공식 (3) 에서와 같이 이들의 비율를 적분하면 t의 평균치를 얻게 된다. 또한 U (x + t) 의 개념을 공식(1)에 적용하

고 공식(3)의 분자를 적분하고 모든 사람이 w에 도달하기 이전에 전부 사망하게 된다는 사실을 감안하여 종합적으로 표현하면 다음과 같다.

$$\mathring{e}x = \frac{\int_{t=o}^{t=w-x} td\ L(x+t)}{\ell x}$$

$$= \frac{-[tL(x+t)]_{o}^{w-x} + \int_{o}^{w-x} L(x+t)dt}{\ell x}$$

$$= \frac{Tx}{\ell x} \cdots\cdots\cdots (4)$$

공식(3)과 (4)의 우변은 서로 일치한다는 사실과 이와같은 정태인구 모형에서 매년 출생하는 ℓ_0는 $T_0=\int_0^W L(t)dt$이고 매년의 사망자수는

$\ell_0=\int_0^W L(t)\ U(t)dt$가 된다.

그러므로 사망율은

$\frac{\ell_0}{T_0}=\frac{1}{e_0}$ 이란 관계식을 얻는다.

2. 생명표와 표준화 방법에 의한 사망력의 비교

평균 여명 $\mathring{e}_0$는 시간적 혹은 장소의 개념에서 비교하기가 용이하다. 미국인의 생명은 한국인의 생명과 비교하여 미국인의 생명이 더 길고 같은 미국인중에서 백인은 흑인보다 생존기간이 더 길다. 또한 같은 백인이라 하더라도 하와이의 백인의 생명은 본토의 백인보다 더 긴것으로 나타나 있다.

이와 같이 인종과 인종간 장소간에는 평균 수명에 있어서 차이가 있다. 시간적인 개념에 있어서도 평균수명은 큰 차이를 나타내고 있다. 예를 들어 1930년대의 경제적으로 대공황기였고 의료시설이 불충분하였던 시대의 평균 수명과 오늘날과 같은 사회복지시설과 의료시설이 발달된 시대의 국민의 평균 수명을 비교할때 당연히 오늘날의 평균 수명은 더 길다. (이것을 연령별, 성별로 보았을때에 예외가 다소 발견된다)

이와같은 비교는 다음과 같은 두가지 표준화 방법에 의하여 가능하다.

직접표준화법 (Directly Standardized Death Rate)

$$(\,sd\,) = \frac{\int_0^w K'(x)\ M(x)dx}{\int_0^w K'(x)dx}$$

단, K'(x) = 표준인구의 연령분포비 (구조)

M (x) = 동인구의 연령별 사망률

간접표준화법 (Indirectly Standardized Death Rate)

$$(isd) = \left(\frac{\int_0^w K(x)\ M(x)dx}{\int_0^w K(x)\ M'(x)dx} \right)\ d'$$

단, d' = 조사망률

이상에서 제시한 두가지 표준화 방법은 연속함수로 다루었으나 불연속인 일시점의 개념에서 다루어져도 무방하다.

직접표준화방법은 기준년도(예를 들어 1960년)의 연령구성을 가

중치로 한 것이며 간접표준법은 비교년도의 연령별 구성을 가중치로 사용하였다는 점이 다르다.

(예) 표준화된 사망률(매천명당)

간접표준화에 의한 사망률

	조사망률	생명표의 사망률 1000/$\mathring{e}_0$	영 국 1960-62	미 국 1959-61	멕시코 1959-61
한 국 1966					
캐나다 1940-42	10.64	16.06	14.43	12.48	9.76
1964	8.88	14.57	10.95	9.70	7.32
1965	8.87	14.54	10.99	9.74	7.40
영 국 1960-62	12.46	14.68	12.46	11.07	9.53
1963	12.81	14.73	12.90	11.45	9.79
불란서 1851	22.37	26.09	33.47	28.38	21.58
1959-63	11.91	14.82	12.34	11.02	9.30
멕시코 1959-61	11.97	17.97	25.49	21.08	11.97
스웨덴 1783-87	28.57	29.78	50.12	41.40	27.49
1958-62	10.36	13.98	9.45	8.54	7.67
미 국 1919-21	12.91	18.35	22.60	18.82	13.08
1939-41	11.87	16.36	16.23	13.96	11.15
1959-61	10.85	14.96	12.22	10.85	8.52
1963	11.08	14.99	12.47	11.10	8.80
1964	10.83	14.95	12.16	10.84	8.63
1965	10.88	14.95	12.22	10.91	8.74

자료 : United Nations Demographic Yearbook, 1948-66.

3. 계산절차

실집단을 기초로 하여 관찰된 사망률 $_nM_x = \frac{_nD_x}{_nK_x}$에 해당하는 생명사망률을 $_nm_x = \frac{_nd_x}{_nL_x}$로 표시한다. 그런데 한 인구집단의 연령별 분포가 항상 고정되어 있을 수 없는 것과 같이 $_nm_x$ 또한 항상 같을수가 없다. 특히 각 연령계층간의 사망률이 급변하고 있는 사회에서는 더욱 같을 수가 없다. 통상적인 추정방법으로는 $_nm_x$와 $_nM_x$가 일치한다고 보아왔다. (특히 $n \leq 1$일때)

그러나 여기에서 채용한 Iterative Method 에서는 이와같은 가정을 피하고 각 연령계층별 인구분포와 사망률은 그 계층의 증가률 $_nr_x$에 따라 분포가 달라진다는 점을 감안하여 각 5세계층별로 각각 독립적으로 $_nM_x$에 해당하는 $_nM'_x$를 추정해 나간다.

그 절차는 다음과 같다.

(1) $_nM'_x = {_nm_x} [1 - r ({_na_x} - {_nA_x})]$

단, r = 인구증가율

$_na_x$ = x ~ x + n 에 사망한 인구가 산 연수

$$즉 = \frac{n}{2} + \frac{n}{24} \left(\frac{_nd_{x+n} - {_nd_{x-n}}}{_nd_x} \right)$$

$_nA_x$ = x - x + n 의 정태인구가 산 평균년수

$$즉 = \frac{n}{2} + \frac{n}{24} \left(\frac{_nL_{x+n} - {_nL_{x-n}}}{_nL_x} \right)$$

(2) 생명표 사망률 ($_nq_x$)의 계산

$$_nq_x = \frac{n \; _nM_x}{1 + (n - {_na_x}) \; _nM_x}$$

단, $_nM_x$ = 실집단의 사망률

제 1 Cycle 에서는 $_na_x = \frac{1}{2}n$ 로 보아 $_nq_x$ 를 구하고 이에 따라 ℓ_x, $_nd_x$ (단, $\ell_0 = 100,000$) 을 계산한 다음 각 해당연령계층에 있어서의 $_nM'_x$ 를 각각 구하여 생명표의 사망률 $_nm_x$ 를 수정한다.

$$_nm^*_x = {_nm_x}\frac{_nM_x}{_nM'_x}$$

($_nm^*_x$ = 수정된 Life Table Death Rate)

그리고 다시 $_nq^*_x = \dfrac{n \cdot {_nm^*_x}}{1 + (n - {_na_x})\,{_nm_x}}$ 에 따라 $_nq_x$ 를 재수정 한다.

(3) 기타 생명표 항목의 계산

1) 연령별 생잔자수 (ℓ_x)

$$\ell_x = \ell_{x-n}\,(1 - {_nq_{x-n}})$$

2) $x \sim x+n$ 계층에 있어서의 사망자수

$$_nd_x = \ell_x \times {_nq_x}$$

3) $x \sim x+n$ 에 있어서의 살존인 연수

(Person-Years Lived)

$$_nL_x = \int_0^n \ell(x+t)\,dt$$

$_nL_x$ 를 계산하는 데에는 여러가지 방법이 있다. 그중에서 가장 많이 채용되는 방법은 ℓ_{x-n}, ℓ_x, ℓ_{x+n}, ℓ_{x+2n} 의 네값에 대하여 3 차곡선을 $x \sim x+n$ 까지 적분하여 구하는 방법으로 다음과 같다.

$$_nL_x = \frac{n}{2}(\ell_x + \ell_{x+n}) + \frac{n}{24}({_nd_{x+n}} - {_nd_{x-n}})$$

$$= \frac{13n}{24}(\ell_x + \ell_{x+n}) - \frac{n}{24}(\ell_{x-n} + \ell_{x+2n})$$

그러나 0 ~ 4의 유년층에 대하여는 별도로 취급하였다.

$$\ell x = \ell o\left(\frac{ax-b}{x+b}\right)$$

단,

$$b = \frac{5(\ell_1 - \ell_5)}{4\ell_0 + \ell_5 - 5\ell_1}$$

$$a = \frac{\ell_1(1+b)}{\ell_0 - b}$$

그리고 ℓx 함수의 적분으로서의 nLx는

$${}_1L_0 = \ell_0 \left[a + (b - ab)\ \mathrm{Lag_e}\left(\frac{1+b}{b}\right) \right]$$

$${}_4L_1 = \ell_0 \left[4a + (b - ab)\ \mathrm{Lag_e}\left(\frac{5+b}{1+b}\right) \right]$$

4) 연령계층에 있어서의 총생잔년수 Tx

$$Tx = nLx + nLx + n + \cdots\cdots\cdot$$

5) 기대수명 ex

$$\mathring{e}x = Tx / \ell x$$

이상의 복잡한 계산과정은 전자계산조직을 사용할 수 있도록 부표에 예시한 바와 같이 Computer Program이 개발되어 있다.

특히 이 Program은 5세간격으로 작성되어 있는 간이생명표를 가지고 각세별로, Interpolation하여 완전생명표를 동시에 작성할 수 있도록 되어 있다. 그 계산절차는 다음과 같은 요령과 체계를 따라서 이루어진다.

CHART. Life table method: iteration to reproduce the age-specific mortality rates of the population

$$ {}_nM_x = \frac{{}_nD_x}{{}_nK_x} = \text{age-specific death rates from data} $$

$$ {}_nq_x = \frac{n \quad {}_nM_x}{1+(n-{}_na_x){}_nM_x} \qquad \left({}_na_x = \frac{n}{2} \text{ on first cycle}\right) $$

$$ \boxed{l_x = l_{x-n}(1-{}_nq_{x-n}) : {}_nd_x = l_x \; {}_nq_x} $$

$$ {}_na_x = \frac{n}{2} + \frac{n}{24}\left(\frac{{}_nd_{x+n} - {}_nd_{x-n}}{{}_nd_x}\right) $$

$$ {}_nL_x = \frac{n}{2}(l_x + l_{x+n}) + \frac{n}{24}({}_nd_{x+n} - {}_nd_{x-n}) $$

$$ {}_nA_x = \frac{n}{2} + \frac{n}{24}\left(\frac{{}_nL_{x+n} - {}_nL_{x-n}}{{}_nL_x}\right) $$

$$ {}_nm_x = \frac{{}_nd_x}{{}_nL_x} $$

$$ {}_nr_x = \frac{1}{2n}\log_e\left(\frac{{}_nK_{x-5}}{{}_nL_{x-5}} \Big/ \frac{{}_nK_{x+5}}{{}_nL_{x+5}}\right) $$

$$ {}_nM'_x = {}_nm_x[(1-{}_nr_x({}_na_x - {}_nA_x))] $$

$$ {}_nm^*_x = {}_nm_x \frac{{}_nM_x}{{}_nM'_x} $$

$$ {}_nq_x = \frac{n \quad {}_nm^*_x}{1+(n-{}_na_x){}_nm^*_x} $$

$$ \boxed{l_x = l_{x-n}(1-{}_nq_{x-n}) : {}_nd_x = l_x \; {}_nq_x} $$

제 3 장 제생명표의 작성 및 비교

제 3 장 제생명표의 작성 및 비교

앞에서도 말한 바와 같이 생명표의 작성은 근본적으로 각세별 사망률에 근거를 두고 있다. 그러므로 이러한 사망률을 얻기 위해서는 각세별 기본인구와 사망자를 알아야만 한다. 기본인구는 인구센서스에서 주로 파악되며 각세별 사망자수는 동태신고제도에서 파악된다. 동태신고자료가 불충분할때는 센서스 항목에 이를 직접 파악할 수 있는 설문을 넣거나 두 센서스간에 생존률에 의하여 이를 파악할 수도 있다.

물론 인간의 생명기간을 출산력이나 기타 다른 특성으로 파악할 수는 있겠으나 사망보다 더 명확하고 간편하게 규명할 특성이 없으므로 보통 생명표를 작성할때는 사망률에 기초를 두게 된다.

생명표는 일반적으로 완전생명표와 간이생명표로 구분하는데 완전생명표는 각세별 생명표를 말하고 간이생명표는 5세 또는 10세씩 연령을 묶어 생명표를 작성함을 말한다. 주로 간이생명표는 5세 간격으로 연령을 묶는게 통례다.

완전생명표의 용도는 생명보험이나 여러가지 상해 보상금의 기준액 산출등에 이용되지만 완전생명표는 각세별 연령을 기초로 하기 때문에 각세별 인구는 상당한 편기와 오차를 내포하고 있어 이를 작성하기는 여간 어려운 문제가 아니다. 그래서 보통 간이생명표를 작성하게 되는데 이는 각세에서 일어나는 편기나 오차가 인접연령에서 서로 상쇄되기 때문이다. 그래서 일반적으로 간이생명표를 작성한 후 이를 보간법 (Inter Polate Meitod)이나 평활법 (Gradnation)에 의하여 완전생명표를 작성하게 된다.

우리나라의 생명표는 해방전 의학교수인 , , , 박사

등에 의하여 1930과 1935년 인구센서스를 기초로 하여 간이생명표를 작성하였고 그후 경제기획원 통계국이 1955년과 1960년 센서스 및 1961년 동태신고자료를 기초로 하여 간이생명표를 작성하였다. 또한 1966년 센서스에 의하여 간이생명표와 완전생명표를 작성한것 뿐이다.

여기서는 앞에서 설명한 바와 같이 Keybilg교수의 생명표 작성법을 중심으로 우리나라의 몇가지 생명표 작성법과 비교 검토해 보기로 한다.

1. 1955 ~ 1960년 센서스 자료에 의한 간이생명표

생명표 작성의 가장 기초가 되는 것은 앞에서도 언급한 바와 같이 기초인구와 사망률이다. 그러나 1955년과 1960 센서스를 기준으로 하여 간이생명표를 작성할때 이 두가지 요소가 불충분하여 애로가 많다.

1960년 센서스의 연령별 자료는 센서스 조사에서 세는 나이에 의하여 파악되었기 때문에 이를 만세로 환산하지 않으면 않되었다.

이러한 만세환산은 아래공식에 의하여 산출되었다.

$$P_0 = P_1 + \frac{31}{365} \times P_2$$

$$P_x = P_{x+1} - \frac{31}{365} P_{x+1} + \frac{31}{365} P_{x+2}$$

$$P_{99} = P_{100} - \frac{31}{365} P_{100}$$

이와 같이 하여 센서스 기초인구자료를 만세로 환산하였으나 각 세별인구의 기복이 심하여 이동평균법에 의하여 나이를 재조정하였다.

사망률에 대해서는 동태신고제도, 표본조사 및 센서스등에서 충분한 자료를 얻지 못하여 직접적인 사망률은 구할 수 없고 두센서스간의 생잔률을 구하여 사망률을 환산하는 간접방법을 적용하였다.

그 산식은

$$_{n}P_{x+\frac{1}{2}} = \frac{P_{x+n}\ (\text{66 년 인구집단})}{_{n}P_{x}\ (\text{55 년의 인구집단})}$$

그밖에도 UN의 모형 생명표를 작성하는데 사용한 산식 :

$P = a + bc^2$ 를 적용하여 이를 보완하였다. 이 산식은 주로 센서스 생잔률을 곡선적합 (Curve Fitting)시켜 생잔률을 부드럽게 하는데 이용되었다. 그러므로 사망률의 변화가 심한 0 ~ 9 세와 51 세 이상은 적용하지 않고 10 ~ 50 세 사이의 비교적 사망률이 완만한 연령에만 이를 적용시켰다.

5 세미만과 50 세 이상의 연령에 대한 사망률은 우리와 사망수준이 거의 비슷한 여러국가의 사망률을 이용하여 회귀방정식 (Regression Equation)을 다음과 같이 만들었다.

연소 연령계급별 회귀방정식 (남, 여)

$$q_0 = 52.177419 + 1.560533\ _{4}q - 0.006438\ _{4}q_1^2$$

$$_{4}q_1 = 28.063758 - 3.395198\ _{5}q_5 + 0.314061\ _{5}q_5^2$$

$$_{5}q_5 = -19.026430 + 5.23080\ _{5}q_{10} - 0.187010\ _{5}q_{10}^2$$

고령계급의 회귀방정식 (남, 여)

$$_{5}q_{55} = -1249.287116 + 26.337823\ _{5}q_{50} - 0.124632\ _{5}q_{50}^2$$

$$_{5}q_{60} = 43.86018 + 1.013412\ _{5}q_{55} + 0.000203\ _{5}q_{55}^2$$

$$_{5}q_{65} = 152.788921 - 0.28987\ _{5}q_{60} + 0.004935\ _{5}q_{60}^2$$

$$_{5}q_{70} = 78.164438 + 0.742163\ _{5}q_{65} + 0.001362\ _{5}q_{65}^2$$

$$_{5}q_{75} = -38.356953 + 1.412367\ _{5}q_{70} + 0.000145\ _{5}q_{70}^2$$

$$_5q_{80} = -360.004715 + 2.824482\ _5q_{75} - 0.001604\ _5q_{75}^2$$

이렇게 하여 연령계급별 사망률 $_5q_n$을 구한 다음 확률이론을 적용하여 생잔률을 구하였다. 즉,

$$q_x + P_x = 1 \qquad P_x = 1 - q_x$$

이렇게 하여 부록에서 설명된 방법에 의하여 차례대로 ℓ_x, L_x, T_x, ℓx를 구하였다.

<표 1> EPB의 간이생명표(1955-1960)

Abridged Life Table 1955-1960

남 자

연령(Age)	생잔률(5Px)	생잔수(1x)	평균수명(ex)
0	0.891524	100.000	51.12
1 - 4	0.954887	89.152	56.31
5 - 9	0.985533	85.130	54.88
10 - 14	0.990075	83.898	50.64
15 - 19	0.986247	83.065	46.13
20 - 24	0.981275	81.923	41.74
25 - 29	0.974818	80.389	37.48
30 - 34	0.966434	78.365	33.39
35 - 39	0.955546	75.735	29.47
40 - 44	0.941408	72.368	25.73
45 - 49	0.923048	68.128	22.17
50 - 54	0.899206	62.885	18.81
55 - 59	0.860822	56.547	15.64
60 - 64	0.811163	48.677	12.77
65 - 69	0.736669	39.485	10.16
70 - 74	0.631972	29.087	7.89
75 - 79	0.498927	18.382	6.04
80 - 84	0.347456	9.171	4.59
85 +		3.187	3.50

Abridged Life Table 1955 - 1960

여 자

연령 (Age)	생잔률 (5Px)	생잔수 (1x)	평균수명 (ex)
0	0.9089	100.000	53.73
1 - 4	0.9576	90.890	58.09
5 - 9	0.9867	87.036	56.58
10 - 14	0.9900	85.878	52.31
15 - 19	0.9849	85.019	47.81
20 - 24	0.9795	83.735	43.51
25 - 29	0.9779	82.018	39.37
30 - 34	0.9685	80.205	35.20
35 - 39	0.9580	77.679	31.26
40 - 44	0.9462	74.416	27.53
45 - 49	0.9323	70.412	23.95
50 - 54	0.9181	65.645	20.51
55 - 59	0.8904	60.269	17.11
60 - 64	0.8451	53.664	13.91
65 - 69	0.7747	45.351	11.00
70 - 74	0.6747	35.133	8.48
75 - 79	0.5495	23.704	6.36
80 - 84	0.3296	13.025	4.52
85 +		4.293	3.63

2. 1966년 센서스 자료에 의한 간이생명표

본 간이생명표는 1966년 센서스결과와 특별 인구조사 (Special Demographic Surueg)자료를 기초로 하여 작성되었다.

1955 ~ 1960 년 센서스를 기초로 작성된 간이생명표는 센서스간의 생잔률을 기초로 사망률을 추정하였으나 여기서는 SDS 에서 얻은 사망률(Mx)을 수정 보완하여 작성한데 근본적인 차이가 있다. 물론 SDS 에 의한 Mx 를 적용하기까진 여러가지 자료에 검토를 거쳤다. 즉, 60 년과 66 년 센서스간의 생잔률도 검토하였으나 여러가지 문제점을 가진 센서스간 생잔률 보다는 SDS 결과의 사망률을 적용함이 훨씬 효율적이라는 결론을 얻었다.

<표 2-1 > 연령계급별 특정사망률 (1,000 Mx)

연령	남자	여자
0	55.48	53.93
1 - 4	5.95	5.90
5 - 9	3.82	3.81
10 - 14	1.55	1.41
15 - 19	2.15	2.14
20 - 24	2.67	2.61
25 - 29	2.96	2.86
30 - 34	3.27	3.16
35 - 39	4.01	3.80
40 - 44	5.10	4.15
45 - 49	5.80	4.50
50 - 54	15.9	5.01
55 - 59	31.6	14.7
60 - 64	35.1	17.1
65 - 69	50.2	30.5
70 - 74	67.1	63.1
75 - 79	117.6	84.9
80 - 84	195.9	133.4
85 +	385.0	220.3

이와 같이 얻어진 사망률(Mx)은 연령계급 특히 낮은 연령과 높은 연령간에 기복이 심한데 각 연령계급의 인구수와 그 연령계급내의 사망자수가 많은 오차를 내포하고 있기 때문이다.

즉, 사망률은 $nM_x = \frac{nD_x}{nK_x}$ 의 관계에서 산출되기 때문이다.

SDS에서 실제로 측정한 관측치 Mx는 생명표의 q_x로 전환시켜야 하는데 전환시키는 방법도 많겠지만 여기서는 아래공식에 의하였다. 즉,

$$n q_x = 1 - e^{-n} \; {}_n m_x - an^3 \; {}_n m_x^2$$

또한 사망률과 생잔률을 이용하여 ℓ_x, L_x, T_x 및 e_x 등은 아래와 같이 구하였다. 즉,

$$\ell_0 = 100.000$$

$$\ell_1 = {}_1\ell_0 \; ({}_1P_0)$$

$$\ell_5 = {}_4\ell_1 \; ({}_4P_1)$$

$$\ell_{x+5} = \ell_x \; ({}_5P_x)$$

$$\begin{cases} L_0 = 0.25\ell_0 + 0.75\ell_1 \\ {}_4L_1 = 1.9\ell_1 + 3.10\ell_5 \\ {}_5L_x = 2.50\ell_x + 2.50\ell_{x+5} \end{cases}$$

$$L_{85} = L_{85} \; (\log L_{85})$$

$$T_x = nL_x + nL_{x+n} \quad \text{그리고}$$

$$e_x = \frac{\sum_{x=1}^{n} L_x}{\ell_x} = \frac{T_x}{\ell_x}$$

<표 2-2> EPB의 간이생명표 (1966)

Abridged Life Table 1966

남 자

연 령 (Age)	생잔률 (Px)	생잔수 (1x)	평균수명 (ex)
0	0.947435	100.000	59.74
1 - 4	0.977220	94.743	62.04
5 - 9	0.981069	92.585	59.44
10 - 14	0.992280	90.832	55.54
15 - 19	0.989305	90.131	50.95
20 - 24	0.986734	89.167	46.47
25 - 29	0.985301	87.984	42.07
30 - 34	0.983775	86.691	37.66
35 - 39	0.980134	85.284	33.24
40 - 44	0.974798	83.590	28.86
45 - 49	0.971385	81.483	24.54
50 - 54	0.923345	79.151	20.19
55 - 59	0.853001	73.084	16.66
60 - 64	0.838005	62.341	14.10
65 - 69	0.776066	52.242	11.34
70 - 74	0.711769	40.543	8.89
75 - 79	0.547810	28.857	6.48
80 - 84	0.361362	15.808	4.76
85 +	0.125779	5.712	3.76

<표 2-2> Life Table of Korea 1966

여 자 (Female)

연 령 (Age)	생잔률 (Px)	생잔수 (1x)	평균수명 (ex)
0	0.948828	100.000	64.07
1 - 4	0.977408	94.883	66.51
5 - 9	0.981118	92.739	64.00
10 - 14	0.992975	90.988	60.18
15 - 19	0.989354	90.349	55.59
20 - 24	0.987031	89.387	51.17
25 - 29	0.985795	88.228	46.80
30 - 34	0.984316	86.975	42.44
35 - 39	0.981167	85.611	38.08
40 - 44	0.979449	83.999	33.76
45 - 49	0.977734	82.273	29.42
50 - 54	0.975237	80.441	25.03
55 - 59	0.928938	78.449	20.63
60 - 64	0.917786	72.874	16.99
65 - 69	0.857763	66.883	13.29
70 - 74	0.726526	57.370	10.07
75 - 79	0.649399	41.681	7.92
80 - 84	0.504195	27.068	5.85
85 +	0.316628	13.648	4.15

3. 1966년 센서스자료로서 Keybitg 방법에 의한 간이생명표

이에 앞의 방법론에서 언급한 바와 같이 정확한 연령계급별 특정사망률을 산출하기 위하여 주어진 자료 (기초인구와 사망자)를 계속 반복(Iterate)작업하여 생명표를 작성한다.

이말은 생명표의 사망률 즉, $m_x = \frac{d_x}{L_x}$와 실제 측정한 관측치의 사망률 즉, $M_x = \frac{D_x}{K_x}$와 같게 한다는 것은 아니다.

이들은 다를밖에 없다. 왜냐하면 같은 연령계급내의 인구와 사망자는 각년도의 인구증가률에 의하여 달라지기 때문이다.

따라서 이 방법을 적용하기 위해서는 인구와 사망자를 부분적으로 나누어야 하고 이렇게 나눈 자료로부터 ${}_5M'_x = \frac{{}_5D'_x}{{}_5K'_x}$를 구하여 관측치에서 얻어진 M_x와 비로서 $\left(\frac{{}_nM'_x}{{}_nM_x}\right)$ ${}_nq'_x$를 구한다.

이와같이 하여 구한 ${}_nq'_x$는 ${}_nM'_x$가 ${}_nM_x$와 거의 일치(소수점 6섯째 자리까지)할 때까지 반복 작업한다.

이 방법은 주로 불완전한 M_x를 타당성있게 수정할때 이용되는 장점도 있으나 Computer와 같은 신속정확한 계산기를 요하는 제약도 갖고 있다.

이 방법에 의하여 작성된 생명표는 다음과 같다.

4. 간이생명표에서 완전생명표 작성방법

가. EPB 방법

경제기획원 조사통계국은 1966년 센서스 근거로 간이생명표를 작성하고 이를 보관법 (Inter Polate Method)에 의하여 완전생명표를 만들었다.

보간법 양센서스간의 각년도에 대한 인구를 추계할때나 5세 연령계급을 각세 연령으로 추정할때 흔히 쓰는 순수한 수학적인 방법인데 다음과 같은 공식이 있다.

① 산술평균에 의한 직선적 공식

$Pt = Po(1+r)$ 또는 $y = ax + b$

② 복리계산에 의한 공식

$Pt = Po(1+r)^t$

③ 지수곡선

$Pt = P_0 e^{rt}$

④ 대수곡선

$$Pt = \frac{C}{1 + e^{a+bt}}$$

이 4가지 공식중 통계국은 ①의 공식에 의하여 P_x와 ℓ_x를 구하고 그 다음 ex를 구하였다. 예컨데 66년 여자 10 - 14와 15 - 19의 생잔률은 각각 0.992975, 0.989354이다. 이 두 생잔률을 직선공식, $y = ax + b$에 적용하여

$P_{14} = 0.0007242\ x + 0.992975 = 0.992975$

$P_{15} = 0.992251$

$P_{16} = 0.991527$

$P_{17} = 0.990803$

$P_{18} = 0.990079$

이와같은 보간법으로 완전생명표를 작성하였다.

66년 여 자

연 령	Px	ℓx	ℓn
14	0.992975	90.988	60.18
15	0.992251	90.860	59.26
16	0.991527	90.732	58.34
17	0.990803	90.604	57.42
18	0.990079	90.476	56.50
19	0.989354	90.349	55.59

나. Keybitg방법

간이생명표에서 ℓx와 Lx를 각세별로 평활(Graduation)하기 위하여 행렬(Matrix)을 사용하였다. 이와같은 평활방법에는 스프라그 승수(Sprague Multiplier)그랜빌, 비~어승수등이 있으며 여기서 사용한 자료의 중복방법(Iterate Method)이 있다.

위와 같은 승수를 써서 평활작업을 보다 세부적으로 나눌 수 있으나 보통 2회정도가 적합하다.

예컨데 66년도 간이생명표(여자)의 ℓx와 Lx를 각세별로 평활한 것은 다음표와 같다.

연 령	ℓx	Lx
20 - 24	89292	443616
20	17944	89186
21	17903	88958
22	17860	88725
23	17816	88491
24	17770	88256
25 - 29	88131	437566
25	17723	88013
26	17675	87764
27	17626	87514
28	17578	87263
29	17529	87012

이때 $m_x = M_x = \frac{D_x}{K_x}$란 전제하에

$$q_x = \frac{m_x}{1+\frac{1}{2}m_x}, \qquad d_x = \ell_x \cdot q_x$$

$$\ell_{x+1} = \ell_x - d_x \qquad L_x = 0.5\,(\ell_x + \ell_{x+1})$$

$$T_x = T_{x+1} + L_x, \qquad \mathring{e}_x = T_x/\ell_x$$ 이다.

그러나 이와같은 공식의 적용은 0세 부근의 연령은 사망률의 급격한 저하로 불합당하므로

$\ell(x) = \frac{ax+b}{x+b}$의 공식을 적분 $\int \ell_x(dx) = ax + (b - ab)$

$\ell g\,(x+b) + C$하여 ℓ_1, ℓ_5 및 ℓ_{10}을 계산하여 완전생명표를 작성하였다.

<표 1 - 1> EPB 의 간이생명표 (1955 ~ 1960)

남자

연령 (Age)	생잔율($_5P_x$)	생산수(Ix)	정지인구(Lx)	총정지인구(Tx)	평균수명(ex)
0	0.891524	100,000	91,864	5,111,588	51.12
1 ~ 4	0.954887	89,152	348,162	5,019,722	56.31
5 ~ 9	0.985533	85,130	422,570	4,671,560	54.88
10 ~ 14	0.990075	83,898	417,408	4,248,990	50.64
15 ~ 19	0.986247	83,065	412,470	3,831,582	46.13
20 ~ 24	0.981275	81,923	405,780	3,419,112	41.74
25 ~ 29	0.974818	80,389	396,885	3,013,332	37.48
30 ~ 34	0.966434	78,365	384,325	2,616,447	33.39
35 ~ 39	0.955546	75,735	370,258	2,232,122	29.47
40 ~ 44	0.941408	72,368	351,240	1,861,864	25.73
45 ~ 49	0.923048	68,128	327,533	1,510,624	22.17
50 ~ 54	0.899206	62,885	298,580	1,183,091	18.81
55 ~ 59	0.860822	56,547	263,060	884,511	15.64
60 ~ 64	0.811163	48,677	220,405	621,451	12.77
65 ~ 69	0.736669	39,485	171,430	401,046	10.16
70 ~ 74	0.631972	29,087	118,673	229,616	7.89
75 ~ 79	0.498927	18,382	68,883	110,943	6.04
80 ~ 84	0.347456	9,171	30,895	42,060	4.59
85 +		3,187	11,165	11,165	3.50

<표 1 - 2 > EPB 의 간이생명표 (1955 ~ 1960)

여자

연령 (Age)	생잔율($5^{P}x$)	생잔수 (Ix)	정지인구(Lx)	총정지인구(Tx)	평균수명(ex)
0	0.9089	100,000	93,168	5,373,322	53.73
1 ~ 4	0.9576	90,890	355,467	5,280,154	58.09
5 ~ 9	0.9867	87,036	432,285	4,924,687	56.58
10 ~ 14	0.9900	85,878	427,243	4,492,402	52.31
15 ~ 19	0.9849	85,019	421,885	4,065,159	47.81
20 ~ 24	0.9795	83,735	414,383	3,643,274	43.51
25 ~ 29	0.9779	82,018	405,558	3,228,891	39.37
30 ~ 34	0.9685	80,205	394,710	2,823,333	35.20
35 ~ 39	0.9580	77,679	380,238	2,428,623	31.26
40 ~ 44	0.9462	74,416	362,070	2,048,385	27.53
45 ~ 49	0.9323	70,412	340,143	1,686,315	23.95
50 ~ 54	0.9181	65,645	314,785	1,346,172	20.51
55 ~ 59	0.8904	60,269	284,833	1,031,387	17.11
60 ~ 64	0.8451	53,664	247,538	746,554	13.91
65 ~ 69	0.7747	45,351	201,210	499,016	11.00
70 ~ 74	0.6747	35,133	147,093	277,806	8.48
75 ~ 79	0.5495	23,704	91,823	150,713	6.36
80 ~ 84	0.3296	13,025	43,295	558,890	4.52
84 +		4,293	15,595	15,595	3.63

<표 2 - 1>　　EPB 의 간이생명표 (1966)

남자

연 령 (Age)	생명표사망율 (qnx)	생 잔 율 (px)	생 잔 수 (Ix)	정지인구 (Lx)	총정지인구 (Tx)	평균수명 (ex)
0	0.052565	0.947435	100,000	96,057	5,973,638	59.74
1 ~ 4	0.022780	0.977220	94,743	374,440	5,877,581	62.04
5 ~ 9	0.018931	0.981069	92,585	458,543	5,503,141	59.44
10 ~ 14	0.007720	0.992280	90,832	452,408	5,044,598	55.54
15 ~ 19	0.010695	0.989305	90,131	448,245	4,592,190	50.95
20 ~ 24	0.013266	0.986734	89,167	442,878	4,143,945	46.47
25 ~ 29	0.014699	0.985301	87,984	436,688	3,701,067	42.07
30 ~ 34	0.016225	0.983775	86,691	429,938	3,264,379	37.66
35 ~ 39	0.019866	0.980134	85,284	422,185	2,834,441	33.24
40 ~ 44	0.025202	0.974798	83,590	412,683	2,412,256	28.86
45 ~ 49	0.028615	0.971385	81,483	401,585	1,999,573	24.54
50 ~ 54	0.076655	0.923345	79,151	380,588	1,597,988	20.19
55 ~ 59	0.146999	0.853001	73,084	338,563	1,217,400	16.66
60 ~ 64	0.161995	0.838005	62,341	286,458	878,837	14.10
65 ~ 69	0.223934	0.776066	52,242	231,963	592,379	11.34
70 ~ 74	0.288231	0.711769	40,543	173,500	360,416	8.89
75 ~ 79	0.452190	0.547810	28,857	111,663	186,916	6.48
80 ~ 84	0.638638	0.361362	15,808	53,800	75,153	4.76
85 +	0.874221	0.125779	5,712	21,453	21,453	3.76

<표 2 - 2>　　　　EPB 의 간이생명표 (1966)

여자

연령 (Age)	생명표사망율 (qnx)	생잔율 (px)	생잔수 (Ix)	정지인구 (Lx)	총정지인구 (Tx)	평균수명 (ex)
0	0.051172	0.948828	100,000	96,162	6,406,693	64.07
1 ~ 4	0.022592	0.977408	94,883	375,030	6,310,531	66.51
5 ~ 9	0.018882	0.981118	92,739	459,318	5,935,501	64.00
10 ~ 14	0.007025	0.992975	90,988	453,343	5,476,183	60.18
15 ~ 19	0.010646	0.989354	90,349	449,340	5,022,840	55.59
20 ~ 24	0.012969	0.987031	89,387	444,038	4,573,500	51.17
25 ~ 29	0.014205	0.985795	88,228	438,008	4,129,462	46.80
30 ~ 34	0.015684	0.984316	86,975	431,465	3,691,454	42.44
35 ~ 39	0.018833	0.981167	85,611	424,025	3,259,989	38.08
40 ~ 44	0.020551	0.979449	83,999	415,680	2,835,964	33.76
45 ~ 49	0.022266	0.977734	82,273	406,785	2,420,284	29.42
50 ~ 54	0.024763	0.975237	80,441	397,225	2,013,499	25.03
55 ~ 59	0.071062	0.928938	78,449	378,308	1,616,274	20.63
60 ~ 64	0.082214	0.917786	72,874	349,393	1,237,966	16.99
65 ~ 69	0.142237	0.857763	66,883	310,633	888,573	13.29
70 ~ 74	0.273474	0.726526	57,370	247,628	577,940	10.07
75 ~ 79	0.350601	0.649399	41,681	171,873	330,312	7.92
80 ~ 84	0.495805	0.504195	27,068	101,790	158,439	5.85
85 +	0.683372	0.316628	13,648	56,649	56,649	4.15

<표 3 - 1 >　　　　Keyfitz 의 간이생명표 (1966)

남자

연　　령 (Age)	사 망 율 (q (x))	생 잔 율 (p (x))	생 잔 수 (ℓx)	정지인구 (Lx)	총정지인구 (Tx)	평균수명 (ex)
0 ~ 4	0.075230	0.924770	100,000.0	468,809	5,958,108	59.6
5 ~ 9	0.018913	0.981087	92,477.0	458,012	5,489,299	59.4
10 ~ 14	0.007605	0.992395	90,728.0	451,751	5,031,287	55.5
15 ~ 19	0.020740	0.979260	90,038.0	447,876	4,579,536	50.9
20 ~ 24	0.013293	0.986707	89,071.0	442,464	4,131,660	46.4
25 ~ 29	0.014701	0.985299	87,887.0	436,252	3,689,196	42.0
30 ~ 34	0.016248	0.983752	86,595.0	429,539	3,252,944	37.6
35 ~ 39	0.019885	0.980115	85,188.0	421,849	2,823,405	33.1
40 ~ 44	0.025235	0.974765	83,494.0	412,339	2,401,556	28.8
45 ~ 49	0.028936	0.971064	81,387.0	401,876	1,989,217	24.4
50 ~ 54	0.077057	0.922943	79,032.0	381,689	1,587,341	20.1
55 ~ 59	0.147665	0.852335	72,942.0	338,607	1,205,652	16.5
60 ~ 64	0.161619	0.838381	62,171.0	285,928	867,045	13.9
65 ~ 69	0.224469	0.775531	52,123.0	231,708	581,117	11.1
70 ~ 74	0.289019	0.710981	40,423.0	173,209	349,409	8.6
75 ~ 79	0.457203	0.542797	28,740.0	110,510	176,200	6.1
80 ~ 84	0.644167	0.355833	15,600.0	51,273	65,690	4.2
85 +			5,551.0	14,417	14,417	2.6

<표3 - 2> Keyfitz 의 간이생명표 (1966년)

여자

연 령 (Age)	사 망 율 (q (x))	생 잔 율 (p (x))	생 잔 수 (ℓx)	정지인구 (Lx)	총정지인구 (Tx)	평균수명 (ex)
0 ~ 4	0.073650	0.926350	100,000.0	469,521	6,404,527	64.0
5 ~ 9	0.018831	0.981119	92,635.0	458,802	5,935,006	64.1
10 ~ 14	0.006921	0.993079	90,886.0	452,696	5,476,204	60.3
15 ~ 19	0.010692	0.939308	90,257.0	448,982	5,023,508	55.7
20 ~ 24	0.013002	0.986998	89,292.0	443,617	4,574,526	51.2
25 ~ 29	0.014206	0.985794	88,131.0	437,567	4,130,909	46.9
30 ~ 34	0.015688	0.984312	86,879.0	431,060	3,693,342	42.5
35 ~ 39	0.018850	0.981150	85,516.0	423,624	3,262,282	38.1
40 ~ 44	0.020559	0.979441	83,904.0	415,252	2,838,658	33.8
45 ~ 49	0.022281	0.977719	82,179.0	406,374	2,423,406	29.5
50 ~ 54	0.024854	0.975146	80,348.0	397,535	2,017,032	25.1
55 ~ 59	0.071575	0.928425	78,351.0	378,570	1,619,497	20.7
60 ~ 64	0.082510	0.917490	72,743.0	349,543	1,240,927	17.1
65 ~ 69	0.143915	0.856185	66,741.0	311,697	891,384	13.4
70 ~ 74	0.273488	0.726512	57,136.0	247,645	579,687	10.1
75 ~ 79	0.350446	0.649554	41,510.0	170,735	332,042	8.0
80 ~ 84	0.499706	0.500204	26,963.0	100,086	161,307	6.0
85 +			13,487.0	61,221	61,221	4.5

<표 4> (EPB 의 완전 생명표 (1966)
여 자

연령 (Age)	생 잔 율(Px)	생 산 수(Lx)	평 균 수 명(Ex)
0	0.948828	100,000	64.07
1	0.955978	98,721	64.68
2	0.963118	97,442	65.29
3	0.970263	96,163	65.90
4	0.977408	94,883	66.51
5	0.978150	94,454	66.01
6	0.978.892	94,025	65.51
7	0.979.634	93,596	65.01
8	0.980376	93,167	64.51
9	0.981118	92,739	64.00
10	0.983489	92,389	63.24
11	0.985560	92,039	62.48
12	0.988231	91,689	61.72
13	0.990602	91,339	60.96
14	0.992975	90,988	60.18
15	0.992251	90,860	59.26
16	0.991527	90,732	58.34
17	0.990.803	90,604	57.42
18	0.990079	90,476	56.50
19	0.989354	90,349	55.59
20	0.988889	90,157	54.71
21	0.988424	89,965	53.83

연령(Age)	생 잔 율(Px)	생 잔 수(Lx)	평균 수명(Ex)
22	0.987959	89,773	52.95
23	0.987494	89,581	52.07
24	0.987031	89,387	51.17
25	0.986784	89,155	50.30
26	0.986537	88,923	49.43
27	0.986290	88,691	48.56
28	0.986043	88,459	47.69
29	0.985795	88,228	46.80
30	0.985499	87,977	45.93
31	0.985203	87,726	45.06
32	0.984907	87,475	44.19
33	0.984611	87,224	43.32
34	0.984316	86,975	42.44
35	0.983686	86,702	41.57
36	0.983056	86,429	40.70
37	0.982426	86,156	39.83
38	0.981796	85,883	38.96
39	0.981167	85,611	38.08
40	0.980823	85,289	37.22
41	0.980479	84,967	36.36
42	0.980135	84,645	35.50
43	0.979791	84,323	34.64
44	0.979449	83,999	33.76

연령(Age)	생 잔 율(Px)	생 잔 수(Lx)	평균수명 (ex)
45	0.979106	83,654	32.89
46	0.978763	83,309	32.02
47	0.978420	82,964	31.15
48	0.978077	82,619	30.28
49	0.977734	82,273	29.42
50	0.977235	81,907	28.54
51	0.976736	81,541	27.66
52	0.976237	81,175	26.78
53	0.975738	80,809	25.90
54	0.975237	80,441	25.03
55	0.965977	80,043	24.14
56	0.956717	79,645	23.25
57	0.947457	79,247	22.36
58	0.938197	78,849	21.47
59	0.928938	78,449	20.60
60	0.926708	77,334	19.88
61	0.924478	76,219	19.16
62	0.922248	75,104	18.44
63	0.920018	73,989	17.72
64	0.917786	72,874	16.99
65	0.905781	71,676	16.25
66	0.893776	70,478	15.51
67	0.881771	69,280	14.77

연령(Age)	생 잔 율(Px)	생 잔 수(Lx)	평 균 수 명(Ex)
68	0.869766	68,082	14.03
69	0.857763	66,883	13.29
70	0.831516	64,981	12.65
71	0.805.269	63,079	12.01
72	0.779022	61,177	11.37
73	0.752775	59,275	10.73
74	0.726526	57,370	10.07
75	0.711101	54,232	9.64
76	0.695676	51,094	9.21
77	0.680251	47,956	8.78
78	0.664826	44,817	8.35
79	0.649399	41,681	7.92
80	0.620358	38,758	7.51
81	0.591317	35,835	7.10
82	0.562276	32,912	6.69
83	0.533235	29,989	6.28
84	0.504195	27,068	5.85
85	0.316628	13,648	4.15

<표 5> Keyfitz의 완전 생명표(1966)
여 자

연령(Age)	생 존 수(Lx)	정지인구(Lx)	평균수명(Ex)
0 - 4	100,000	469,520	
0	20,895	95,127	64.04
1	20,404	94,434	64.61
2	19,954	93,828	65.08
3	19,550	93,298	65.42
4	19,197	92,833	65.61
5 - 9	92,635	458,801	
5	18,897	92,423	65.62
6	18,655	92,058	65.44
7	18,472	91,730	65.05
8	18,345	91,431	64.45
9	18,266	91,160	64.01
10 - 14	90,886	452,695	
10	18,225	90,914	63.69
11	18,203	90,697	62.78
12	18,183	90,511	61.82
13	18,155	90,354	60.84
14	18,120	90,219	59.90

연령(Age)	생 존 수(Lx)	정 지 인 구(Lx)	평균 수명(Ex)
15 - 19	90,257	448,981	
15	18,096	90,102	58.97
16	18,083	89,983	58.01
17	18,062	89,834	57.01
18	18,029	89,644	56.03
19	17,987	89,420	55.09
20 - 24	89,292	443,616	
20	17,944	89,186	54.18
21	17,903	88,958	53.27
22	17,860	88,725	52.35
23	17,816	88,491	51.44
24	17,770	88,256	50.52
25 - 29	88,131	437,566	
25	17,723	88,013	49.61
26	17,675	87,764	48.70
27	17,626	87,514	47.69
28	17,578	87,263	46.89
29	17,529	87,012	45.97
30 - 34	86,879	431,059	
30	17,479	86,757	45.06
31	17,428	86,494	44.15
32	17,376	86,222	43.24
33	17,324	85,940	42.33
34	17,272	85,648	41.42

연령(Age)	생 존 수(Lx)	정지인구(Lx)	평균수명(Ex)
35 - 39	85,516	423,623	
35	17,219	85,351	40.50
36	17,164	85,047	39.59
37	17,106	84,734	38.67
38	17,045	84,411	37.77
39	16,981	84,080	36.86
40 - 44	83,904	415,251	
40	16,915	83,743	35.96
41	16,848	83,401	35.07
42	16,781	83,055	34.17
43	16,714	82,704	33.26
44	16,646	82,349	32.23
45 - 49	82,179	406,373	
45	16,577	81,963	31.33
46	16,507	81,568	30.42
47	16,436	81,223	29.52
48	16,365	80,936	28.62
49	16,293	80,684	27.71
50 - 54	80,348	397,534	
50	16,211	80,419	26.79
51	16,126	80,085	25.89
52	16,055	79,637	24.99
53	16,001	79,053	24.07
54	15,596	78,340	23.12

연령(Age)	생 존 수(Lx)	정지인구 (Lx)	평균수명 (Ex)
55 - 59	78,351	378,569	
55	15,914	77,557	22.14
56	15,850	76,722	21.18
57	15,731	75,800	20.25
58	15,547	74,792	19.38
59	15,309	73,699	18.59
60 - 64	72,743	349,543	
60	15,039	72,480	17.87
61	14,769	71,178	17.17
62	14,521	69,890	16.46
63	14,304	68,632	15.73
64	14,110	67,363	14.95
65 - 69	66,741	311,697	
65	13,900	66,038	14.14
66	13,654	64,531	13.35
67	13,381	62,697	12.58
68	13,075	60,487	11.83
69	12,732	57,945	11.11
70 - 74	57,136	247,645	
70	12,379	55,272	10.42

연령(Age)	생 존 수(Lx)	정지인구(Lx)	평균수명(Ex)
71	11,995	52,542	9.75
72	11,521	49,660	9.10
73	10,948	46,643	8.52
74	10,293	43,528	8.03
75 - 79	41,510	170,735	
75	9,601	40,392	7.59
76	8,915	37,265	7.20
77	8,259	34,128	6.81
78	7,651	31,006	6.41
79	7,085	27,944	5.99
80 - 84	26,963	100,086	
80	6,535	25,007	5.56
81	5,981	22,256	5.14
82	5,408	19,741	4.74
83	4,818	17,505	4.39
84	4,221	15,577	4.07
85 - 89	13,487	61,221	
85	3,637	13,981	3.79
86	3,090	12,736	3.60
87	2,606	11,860	
88	2,214	11,368	
89	1,940	11,275	

부 록

1. 생명표의 원리와 이용방법
2. 전자계산조직 프로그램
 (1) (Program for a life table that
  iterates to the data)
 (2) Polate Program

생명표의 원리와 이용방법

1. 생명표의 이론

인구총계학적 측정의 가장 성공적인 노력은 사망력에 관한 연구에서 이루어 졌다. 사망력 연구는 엄밀한 분석의 대상이 된 최초의 과제였으며 보험업의 분야에서 기업적 응용을 보게 되었다.

사망력은 전통적으로 생명표(Life table)에 의해서 표현된다. 생명표는 얼핏 보기에는 복잡한 것 같으나 그의 정밀성과 명확성 때문에 동태과정을 측정하는 가장 간편한 방법의 하나로 되어있다. 생명표는 또한 사망력 이외의 사항에 관한 여러 분석 방법의 「모델」로서도 중요하다.

생명표는 사망으로 점차 감소되는 사람들의 가상적 집단(또는 「코호트」)의 생명에 관한 역사이다. 생명표의 기록은 각 구성원의 출생에서 시작하여 전 구성원이 사망할 때까지 계속된다.

「코호트」는 각 연령마다 일정한 비율에 따라 감소됨으로써 마치 인위적으로 조작된 것과 같은 상태를 나타낸다. 이와 같은 상태는 다음과 같은 주로 간소화를 목적으로 한 몇가지 가정에 의해서 이루어 진다.

가. 「코호트」는 전입 및 전출과 같은 이동에 대해서 봉쇄적이며, 따라서 사망에 의한 감소 외에는 구성인원수에 변동이 없는 것으로 본다.

나. 구성인구는 각 세에서 미리 정해진 일정한 예정표에 따라 사망하며, 그 예정표는 변동하지 않는 것으로 본다.

다. 「코호트」는 생명표 "기수(Radin)라고 불리우는 출생의 기준수(일반적으로 1,000, 10,000 또는 100,000과 같이 단수가 없는 수치로 정해진다.)에서 기산한다. 이러한 표준화된 상태는 상이한 생명표간의 비교를 용이하게 한다. 또한 출생에서 어느 일정 연령까지의 생잔율은 표 자체에서 일목요연하게 알 수 있으며, 예를 들어 시초 10,000명으로 구성된 「코호트」중 34세에서 5,420명만이 살아 남았다고 할 경우 이는 시초 인구의 54.2%만이 그 연령에 도달한 것을 뜻한다.

라. (생후 수년을 제외하고는) 각 세에서 사망은 한해의 생일과 그 다음 해의 생일 사이에 평균적으로 분포된다. 다시 말하면 9세와 10세 간에 기대되는 사망수의 반은 9.5세에 도달할 때까지 일어난다는 뜻이다. (이 가정의 주요성에 대해서는 후에 알게 될 것이다.)

마. 「코호트」는 보통 남녀 양성중 한쪽의 성만으로 구성된다. 남녀 양성을 포함한 생명표를 작성하는 것은 가능하나 대부분의 연령에서 나하나는 남성 사망력과 여성 사망력의 차이 때문에 성별로 별도로 취급하는 것이 타당하다는 구체적 이유가 된다.

(1) 각 세의 생잔자

생명표는 현실사회의 여러 복잡한 요인에 의한 간섭없이 연령별 사망력이 어떤 연령집단의 크기에 미치는 영향을 매우 명백하게 나타낸 것이다.

생명표는 그 정의를 도외시 한다면 도1의 윗 부분 즉, 각 연

령에서의 사망자수가 동일한 경우의 생잔자수를 나타내는 것이다. 사망력의 누적적 효과는 물론 시초 연령집단의 수를 감소시키는데 있다. 즉, 도 1 - A는 연령별 생잔자를 나타내고 있다. 출생시 (" 0 세 ") 100,000명의 인구집단중에서 출생 직후의 사망에 의해서 많은 수가 제거되며 나머지 사람은 결국 최후의 한 사람이 사라질 때까지 각 세에서 사망하게 되어 있다.

감소유형은 사망률의 예정표에 따라서 결정된다. 사망률이 높은 연령층에서는 동시 연령집단「코호트」생잔자중 많은 수가 제거되고 사망률이 낮은 연령층에서는 동시 연령집단이 보다 느리게 감소한다. 이러한 경우 도의 1 - A의 생잔자 곡선은 수평적인 것이 된다. 생명표의 동시 연령집단은 그의 시초 연구의 대부분을 사망이 상대적으로 빈번한 생후 초기에 상실한다. 생명의 상실은 유년기 후반기 성년 초기에 가장 적으나 그후 연령이 높아짐에 따라 증가한다. 이것이 대표적 유형이다. 이 유형과 비교할 수 있는 더 간단한 생명표의 고안이 강조된다. 만일 동일한 동시 연령집단이 각세마다 동일수의 생명을 상실할 경우 생잔자 곡선은 (도 1 - A 에서 점선으로 표시된 것과 같이) 단순히 직선으로 될 것이다. (또한 만일 「코호트」 구성원이 각세에서 동일 비율로 사망할 경우 '도 1 - A에 표시된 두 곡선과는 전혀 상이한 다른 유형이 나타날 것이다.)

이 동시 연령집단의 사망률 예정표는 도 1 - B 즉, 아래 부문 도표에서 예시한 바와 같다. 동시 연령집단별 생잔자 간에서 가장 사망속도가 빠른 연령층은 역시 비교적 큰 사망률을 가진 연령층이다. (도 1 - B 참조) 보다 늙은 연령층에서는 사망자수는 오히려 적으나 사망률은 최고점에 달하고, 이「코호트」(동시연령집

단)는 또 다시 급속히 감소하는 한편 사망자수는 극히 적다. 실수와 비율에 의한 사망력 간의 이와 같은 특이한 관계는 오히려 분명한 것이나 때때로 간과되기 쉬우므로 각별한 주의를 할 필요가 있다.

(2) 연령의 표기법

생명표의 수치는 특정연령과 관련되어 있다. 연령은 일상생활에 있어서 부정확하게 아무렇게나 헤아려 지려는 경향이 있으나, 본서에서는 매우 엄격하게 규정된다. 각 개인의 연령이란 출생 이후의 정확한 경과년수를 의미한다.

연령의 명확성을 위해서 다음과 같은 특별한 표기법이 사용된다. 생명표의 각 항은 첨자로 붙여서 - 0, 2, 10등의 연령을 표시하거나 20„이란 용어가 생명표에서 사용되는 경우 이것은 어떤 사람이 정확하게 만 20년의 삶을 완료한 순간을 의미한다. 사람은 그가 X째 생일을 맞이 했을 때, 만 X세가 된다. 그후 1년간은 x + 1이 그의 정확한 연령이 되는 다음 생일에 달하기까지는 X 및 X+1 세간에 있는 것을 뜻한다.

이 기간중에는 그의 연령은 X세가 아니고, X세에 1세의 몇분의 1을 더한 것이다.

생명표 중에서 각 연령항에 대하여 정확한 연령(ℓ_x, e_x, T_x)을 의미하는 것도 있다. 표1의 사례에 있어서 각 수평선상의 수치들은 연령 또는 연령 간격을 나타내고 있다.

생명표의 첫 란은 동일선상의 모든 구성원의 연령(또는 연령간격)을 말한다. 여기서 "연령 5"는 만 연령이 적용되는 란에

서는 「정확년령 5」를 의미하고, 기타 경우에 있어서는 "5세에서 6세까지의" 간격을 의미한다.

예를 들어 항 q_x는 만 연령 X와 정확한 연령 x+1세 사이에서의 사망확률을 의미한다. 일반적으로 간격의 길이가 명시되지 않았을 경우 $_nq_x$는 만 연령 x와 만 연령 x+n 간의 사망확률을 의미한다.

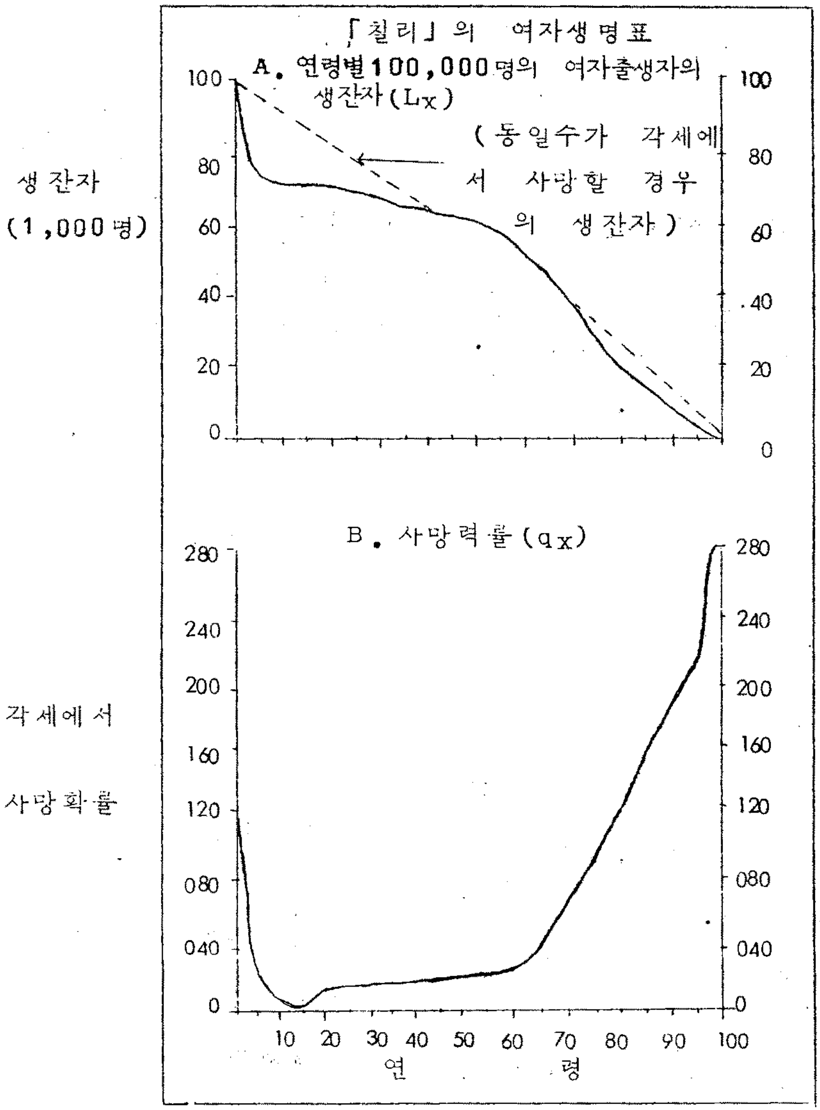
(3) 완전 생명표

한 동시 연령집단의 감소수에 관한 기록(도 1-A)은 생명표의 일부분에 불과하다. 그것은 생명표중 다만 한 난(ℓ_x 또는 표1의 경우 제5안)에 의해서 표시된다. 다른 난들도 생명표의 구조상 그 성격을 알 수 있다.

표1은 1940년 「칠리」의 여성의 완전 생명표를 나타낸 것이다. 불행히도 우리나라에서는 아직 완전 생명표의 작성이 되고 있지 않아 부득이 외국의 예를 인용하게 되었으나 동 자료가 산출되면 본 논문이 의도하는 각종분석이 가능할 것이다. 난상에 있는 기호들은 전통적인 것으로 q_x, p_x, d_x, ℓ_x, L_x, T_x 및 e_x로 되어 있다.

제5란 즉, ℓ_x는 도 1의 자료, 즉 1940년 「칠리」의 연령별 사망력률에 따라 출생자 100,000명의 시초 「코호트」집단의 생잔자 수를 나타내고 있다.

각기 만 연령에서의 이를 생잔자중 다음 생일까지 생잔하지 못한 사람들의 비율은 q_x로 표기된 제2란의 동일선상에 나타나 있다. 그리하여 연령 0세에서의 100,000명의 "생잔자"중 또는



<도 1> 「칠리」의 여자 생명표(1940). 100,000명의 출생자를 가진 시초 연령집단의 연령별 생잔자수(L_x)와 사망확률(q_x)

100,000 명의 출생자중에서 18.8%(비율 .18848)가 1세에 도달하기 전에 사망한다.

임의의 연령간격을 통해서 살아 남는 자의 비율 p_x는 단순히 1명에서 사망률을 뺀 것이 된다. 즉, q_x가 .25이면 p_x는 .75이며, q_x가 .400이면 p_x는 .600이 된다.

시초 인구가 100,000명, 그리고 유아기를 넘어서 생잔하는 자의 비율이 .81152 또는 p_o일 경우 만 1세시 생잔자는 이 두 수치를 곱한 81,152명이 된다. 이것은 제4란의 각 연령별 생잔자 수를 구하는 한 방법인 것이다. 어느 (만)연령에서 다음 연령까지의 사망자수 d_x는 단순히 한 연령의 생잔자 수에서 다음 연령의 생잔자 수를 빼면 구해진다. 이러한 계산 자체는 생명표의 모든 연령에 대해서 동일하게 적용된다.

각 연령에 도달한 자들(보다 정확하게 말해서 생잔자들)이 그 다음 연령에 도달하기 전까지의 생존 경과년수는 제6란 L_x에 나타나 있다.

제7란 T_x는 이 치(L_x)에 만 연령 x에서 모두 사망할 때까지의 모든 연령에 있어서의 「코호트」별 생존 연간 총인원수를 더한 것이다.

이 치는 최종란인 e_x를 계산하기 위한 중간단계이며 e_x는 각 「코호트」의 생잔자가 만 x세에서 그 이상 살 수 있는 평균 연수로서 일반적으로는 「코호트」집단 구성원의 평균수명이라고 불리우고 있다.

최종란인 e_x는 생명표중에서 가장 널리 알려져 있는 부분이다. 보편적으로 사용되는 경우의 ex는 거의 예외없이 출생시 수명(또는 e_o)을 의미하고 있으나 생명표에서 사용되는 다른 모든

용어와 같이 생명표에 나타나는 각 연령마다 e_x 치가 있게 된다.

(4) 위험률(Risk)의 개념

생명표의 각 란은 그 모두가 서로 관련되어 있기는 하지만 표1 제2란과 같이 일련의 사망률을 토대로 하고 있다. 사망률을 나타내는 이 q_x 항은 표1에서는 물론 대부분의 문헌에서 연령 x 세에 있어서의 "사망확률"이라고도 불리우고 있다.

두 표현은 모두 사망에 대한 위험성 개념을 말하고 있으며, 사람들이 계속해서 사망의 가능성 속에서 살고 있는 상태를 사망의 위현성이라고 부르며, 이것은 정확한 측정이 가능한 가능성인 것이다.

인간은 누구나 언젠가는 죽게 되어 있으나 그것이 어느 순간인가 하는 문제는 확실하지 않으며, 위험성이란 곧 불확실성의 정도를 의미한다.

사망비율이나 사망확률은 모두 사망에 대한 위험률이 어느 정도 크냐 하는것을 나타내고 있으며 이 정도를 측정한 수치를 또한 사망률(Mortality rate)이라고 부른다.

대부분의 경우 이 두 용어는 같은 뜻으로 사용될 수 있으며, 그 수치는 불가능한 경우(0. 0)와 절대적으로 확실한 경우(1. 0)의 사이에서 얻어진다. 사망의 위험률은 항상 어느 만세 연령에서 다음 만세 연령까지의 것을 측정하게 되어 있다. 이는 또한 일정한 통계집단과 관련시켜서 측정된다. 즉, 특정한 연령간격 기간중 사망할 것으로 추측되는 사람들의 총수로서 측정된다. 이 통계집단은 추측되는 사망자의 최대수 즉, 해당년령 간격에 도달한 생잔자수를 규정한다. 즉, 해당 연령간격 기간중에서 사망할

<표 1>　　　여자 생명표 (칠리 1940)

연령 (1)	X 세의 사망확률 (2)	X 세의 생잔확률 (3)	X 세의 사망지수 (4)	만 x 세에서의 생잔자수 (5)	X 세의 생존년수 (6)	만 x 세후의 생존총년수 (7)	만 x 후의 평균생존년수 (8)
x	$1000q_x$	p_x	d_x	ℓ_x	L_x	T_x	e_x
0	188.48	.81152	18,848	100,000	86,505	4,306,463	43.06
1	60.50	.93950	4,910	81,152	78,451	4,219,958	52.00
2	25.75	.97425	1,963	76,242	75,172	4,141,507	54.32
3	12.35	.98765	918	74,279	73,791	4,066,335	54.74
4	7.47	.99253	548	73,361	73,087	3,992,544	54.42
5	5.05	.99495	368	72,813	72,629	3,919,457	53.83
6	4.08	.99592	296	72,445	72,297	3,846,828	53.10
7	3.53	.99647	255	72,149	72,022	3,774,531	52.32
8	2.37	.99763	171	71,894	71,809	3,702,509	51.50
9	1.93	.99807	139	71,723	71,654	3,630,700	50.61
10	2.04	.99796	146	71,584	71,511	3,559,046	49.72
11	2.52	.99748	180	71,438	71,348	3,487,531	48.82
12	3.20	.99680	228	71,258	71,144	3,416,187	47.94
13	3.93	.99607	279	71,030	70,891	3,345,043	47.09
14	4.68	.99532	331	70,751	70,586	3,274,152	46.28
15	5.41	.99459	381	70,420	70,230	3,203,566	45.49
16	6.12	.99388	428	70,039	69,825	3,133,336	44.74
17	6.77	.99423	471	69,611	69,376	3,063,511	44.01
18	7.36	.99264	508	69,140	68,886	2,994,135	43.31
19	7.88	.99212	541	68,631	68,361	2,925,249	42.62
20	8.32	.99168	566	68,090	67,807	2,856,888	41.95

연령 (1)	X 세 의 사망확률 (2)	X 세 의 생잔확률 (3)	X 세 의 사망자수 (4)	만X세에서의생잔자수 (5)	X 세의 생존년수 (6)	만X세후의 생존총년수 (7)	만X세후의평균생존년수 (8)
X	1000qx	px	dx	ℓx	Lx	Tx	ex
21	8.68	.99132	586	67,524	67,231	2,789,081	41.31
22	8.94	.99106	594	66,938	66,639	2,721,850	40.65
23	9.12	.99088	605	66,339	66,037	2,655,211	40.02
24	9.23	.99077	607	65,734	65,431	2,589,174	39.39
25	9.28	.99072	605	65,127	64,825	2,523,743	38.75
26	9.31	.99069	601	64,522	64,222	2,458,918	38.11
27	9.32	.99068	596	63,921	63,623	2,394,696	37.46
28	9.35	.99065	592	63,325	63,029	2,331,073	36.81
29	9.39	.99061	589	62,733	62,439	2,268,044	36.15
30	9.45	.99055	587	62,144	61,851	2,205,605	35.49
31	9.52	.99048	586	61,557	61,264	2,143,754	34.83
32	9.61	.99039	586	60,971	60,678	2,082,490	34.16
33	9.72	.99028	587	60,385	60,092	2,021,812	33.48
34	9.84	.99016	588	59,798	59,504	1,961,720	32.81
35	9.98	.99002	591	59,210	58,915	1,902,216	32.13
36	10.14	.98986	594	58,619	58,322	1,843,301	31.77
37	10.32	.98968	599	58,025	57,726	1,784,979	30.76
38	10.52	.98948	604	57,426	57,124	1,727,253	30.08
39	10.73	.98927	610	56,822	56,517	1,670,129	29.39
40	10.94	.98906	615	56,212	55,905	1,613,612	28.71
41	11.16	.98884	621	55,597	55,287	1,557,707	28.02

연령	X 세 의 사망 확률	X 세 의 생 잔확률	X 세 의 사망지수	만 X 세에서 의생 잔자수	X 세 의 생존년수	만 X 세후의 생 존총년수	만 X 세 후의 평균 생존년수
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
X	1000qx	px	dx	ℓx	Lx	Tx	ex
42	11.38	.98862	625	54,976	54,664	1,502,420	27.33
43	11.58	.98842	629	54,351	54,037	1,447,756	26.64
44	11.79	.98821	634	53,722	53,405	1,393,719	25.94
45	12.03	.98797	639	53,088	52,769	1,340,314	25.25
46	12.32	.98768	646	52,449	52,126	1,287,545	24.55
47	12.68	.98732	657	51,803	51,475	1,235,419	23.85
48	13.12	.98688	671	51,146	50,811	1,183,944	23.15
49	13.67	.98633	690	50,475	50,130	1,133,133	22.45
50	14.32	.98568	713	49,785	49,429	1,083,003	21.75
51	15.10	.98490	741	49,072	48,702	1,033,574	21.06
52	16.02	.98398	774	48,331	47,944	984,872	20.38
53	17.07	.98293	812	47,557	57,151	936,928	19.70
54	18.23	.98177	852	46,745	46,319	889,777	19.03
55	19.46	.98054	893	45,893	45,447	843,458	18.38
56	20.71	.97929	932	45,000	44,534	798,011	17.73
57	21.95	.97805	967	44,068	43,585	753,477	17.10
58	23.16	.97684	998	43,101	42,602	709,892	16.47
59	24.43	.97557	1,028	42,103	41,589	667,290	15.85
60	25.86	.97414	1,062	41,075	40,544	625,701	15.23
61	27.57	.97243	1,103	40,013	39,462	585,157	14.52

연령 (1)	X 세 의 사망 확률 (2)	X 세 의 생 잔확 률 (3)	X세 의 사망지수 (4)	만 X 세 에 서 의 생 잔자 수 (5)	X 세 의 생 존 연 수 (6)	만 X 세 후의 생 존 총 년 수 (7)	만X세후 의평균생 존년수 (8)
X	1000qx	px	dx	x	Lx	Tx	ex
62	29.68	.97032	1,155	38,910	38,333	545,695	14.02
63	32.25	.96775	1,218	37,755	37,146	507,362	13.44
64	35.20	.96480	1,286	36,537	35,894	470,216	12.87
65	38.40	.96160	1,353	35,251	34,575	434,322	12.32
66	41.71	.95829	1,414	33,898	33,191	399,747	11.79
67	45.01	.95499	1,462	32,484	31,753	366,556	11.28
68	48.23	.95177	1,496	31,022	30,274	334,803	10.79
69	51.54	.90023	1,522	29,526	28,765	304,529	10.31
70	55.17	.94483	1,545	28,004	27,232	275,764	9.85
71	59.35	.94065	1,570	26,459	25,674	248,532	9.39
72	64.30	.93570	1,600	24,889	24,089	222,858	8.95
73	70.14	.92986	1,634	23,289	22,472	198,769	8.53
74	76.60	.92341	1,659	21,655	20,826	176,297	8.14
75	83.24	.91676	1,665	19,996	19,164	155,471	7.78
76	89.70	.91030	1,644	18,331	17,509	136,307	7.44
77	95.56	.90444	1,595	16,687	15,890	118,798	7.12
78	100.60	.89940	1,518	15,092	14,333	102,908	6.82
79	105.27	.89473	1,429	13,574	12,860	88,575	6.53
80	110.18	.88982	1,338	12,145	11,476	75,715	6.23
81	115.96	.88404	1,253	10,807	10,181	64,239	5.94
82	123.23	.87677	1,177	9,554	8,966	54,058	5.66

연령	X 세 의 사망확률	X 세 의 생잔확률	X 세의 사망자수	만 X 세에서의 생잔자수	X 세 의 생존년수	만 X 세 후의 생존총년수	단X세후의평균생존년수
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
X	1000qx	px	dx	ℓx	Lx	Tx	ex
83	∘ 132,37	86763	1,109	8,377	7,823	45,092	5.38
84	∘ 142,87	85713	1,038	7,268	6,749	37,269	5.13
85	∘ 153,97	84603	959	6,230	5,751	30,520	4.90
86	• 164,91	83509	869	5,271	4,837	24,769	4.70
87	∘ 174,94	82506	770	4,402	4,017	19,932	4.53
88	∘ 183,47	81653	666	3,632	3,299	15,915	4.38
89	∘ 190,50	80950	565	2,966	2,684	12,616	4.25
90	∘ 196,17	80383	471	2,401	2,166	9,932	4.14
91	∘ 200,66	79933	387	1,930	1,737	7,766	4.02
92	∘ 204,12	79588	315	1,543	1,386	6,029	3.91
93	∘ 205,85	79315	254	1,228	1,101	4,643	3.78
94	∘ 209,67	79033	204	974	872	3,542	3.64
95	∘ 213,59	78642	164	770	688	2,670	3.47
96	∘ 219,56	78044	133	606	540	1,982	3.27
97	∘ 228,57	77143	108	473	419	1,442	3.05
98	∘ 241,88	75812	88	365	321	1,023	2.80
99	∘ 261,84	73816	73	277	241	702	2.53
100	∘ 291,08	70892	59	204	175	461	2.25
101	∘ 332,25	66775	48	145	121	286	1.97
102	∘ 349,63	65037	38	97	78	165	1.70
103	∘ 401,87	59813	27	59	46	87	1.47
104	∘ 454,86	54514	17	32	24	41	1.28
105	∘ 496,49	50351	9	15	11	17	1.13
106	∘ 514,72	48,528	4	6	4	6	1.00
107	∘ -	-	-	2	-	-	-

"가능성이 있는 통계집단" 이다.

(표1의 동시 연령집단 「코호트」은 출생시에 최대한 100,000명의 사망 가능성이 있는 사람을 가지고 있으며 이와 같이 많은 사람들이 모두 사망의 위험성에 봉착하고 있는 것이다. 그러나 81,152명만이 1세가 되기까지 살 수 있을 것이며 동시에 81,152명 만으로 된 통계집단이 1세에 있어서의 사망의 위험성에 봉착하고 있놈을 의미한다. 다른 연령에 있어서도 동일하다.) 연령간격과 통계집단의 양 정의에 있어서 위험성 개념은 사망률 개념보다 더 정확한 것이다.

이 두가지 율간의 구별은 문헌에서는 가끔 소홀히 취급된 사례가 있으나 극히 중요한 것이다. 본서에서 사망률(Death Rate)이라 함은 사망자의 생존인-년수에 대한 비를 뜻하고 있으며 사망률(Mortality Rate)은 확률내지는 비율로 표시되는 위험율 개념에 입각한 율을 뜻한다.

표1에 의하면 동 「코호트」 집단에서 100,000명의 여사 출생자중 18,848명이 만 1세가 되기전에 사망한 것으로 나타나고 있다. (이 수는 제4난 Dx에서 알 수 있다.) 단일 우리가 이 시초 동시 연령집단에서 무작위로 한 사람을 선발하는 경우 그가 살아 남지 못할 사람중의 하나가 될 확률은 188,48/100,000 즉 18,848이라고 보통 말하고 있으며 이것은 qx난에 의한 사망비율과 동일한 것이다(주: 엄밀히 말해서 100,000명이 모두 사망의 위험성에 균등하게 봉착하고 있지 않는 한 동 확률은 그동시 연령집단의 특정구성원에 적용되지 않을 것이다. 실제에 있어서 특정 「코호트」집단의 구성원은 그 모두가 동일하게 사망 위험률의 지배하에 있는 것은 아니다.

실제인구는 어느 특정연령에 있어서도 그 구성이 다양하며 어떤 동태율도 상이한 경험의 평균치를 나타내게 된다. 이와 같은 이유로 가능하다면 「Risk」의 동질적인 분포가 사망률에 반영되도록 하기 위해서 한 인구중의 특정집단에 대해서 별도 생명표가 작성된다.) 따라서 연령 X세에서 사망의 위험성에 봉착하고 있는 이 「코호트」 구성집중 qx는 연령 X+1세 이전의 사망확률이며 5qx는 X+5세 이전의 사망확률이라고 부른다.

"위험률(Risk)"이란 용어는 그 외에 많은 사용법이 있다. 예컨데 결혼의 위험률, 임신의 위험률, 경제활동참가의 위험률, 어떠한 병에 걸릴 위험률 등으로 사용된다. 이 모든 경우에 있어서 그것은 특정집단 다시 말해서 특정사건 발생의 위험성에 봉착한 집단이 당면하고 있는 확률을 의미한다.

인구통계학에서 사용될 경우에는 언제나 이 개념은 동일한 의미를 가지고 있으나 통계집단은 반드시 동일한 것은 아니다. 예컨데 20세때 사망의 위험성에 봉착되는 사람은 20세까지 살아 남을 수 없는 모든 사람들로서 이들만이 사망할 수 있는 것인지 그 외의 사람은 이에 포함될 수 없다.

연령 20세에서 결혼의 위험에 봉착한 사람은 만 20세가 된 사람중에서 미혼자인 것이다. 만 20세에서 배우자와 사별하는 위험하에 있는 사람은 만 20세에 도달하고 또한 결혼을 했지만 (20세가 되기 이전 혹은 20 ~ 21세간에) 배우자와 사별하지 않는 사람만이 이에 해당된다.

취직의 위험성에 봉착한 사람은 특정연령에 도달한 사람중에서 정상적인 고용관계를 맺고 있지 않은 사람이다. 어떤 사람은 특정 사상의 위험성에 1회 이상 봉착할 수 있으며 이와 같은 경

우 위험률의 측정은 더욱 어렵게 된다. (사망력률이 출산력 (Fertility)율보다 측정하기 쉬운 이유가 여기에 있다. 즉 사망은 인간상태에 관한 분명한 변동인데 반하여 임신은 그렇지 않다.)

(5) 생명표 각 난의 상호관계

생명표중 사망력률인 q_x는 정상적으로는 원 통계자료로부터 계산되어야 할 최초의 부분이다. 생명표의 나머지 부분은 구조상 모두 이 난과 관련되어 있다. 생명표의 각 항간의 관계는 생명표의 목적에 비추어 보아도 정확하게 표현하는 것이 가능하다. 생명표의 각 난은 생명표의 전체구조를 요약한 것으로서 한 난의 다른 난으로부터의 계산을 가능하게 해준다.

<사망력률과 생잔율>

생잔하는 것과 생잔하지 못하는 것은 이자택일적(서로 배타적이다)으로서 중간적인 것이 개입할 여지가 없다. 그러므로 $P_x + q_x = 1$로서 어느 연령간격간에 있어서 사람은 반드시 생잔해 있지 않으면 사망하고 있어야 한다.

만일 q_x치가 알려져 있을 경우 $P_x = 1 - q_x$가 된다. (이것이 일반적으로 P_x치를 찾아 내는 방법이 된다) 이 두 항은 모두 만 X세에서 만 X세+1세까지의 간격을 뜻한다. (주 : 보다 긴 간격은 이두 수치간의 관계를 불변으로 하고 각 항자체의 앞 부분에 ${}_nP_x + {}_nq_x = 1$과 같이 첨자를 붙임으로써 나타낸다.)

<생명표 동시연령집단에 있어서의 각 세별 사망>

각 연령에서의 사망자수(dx)는 그 연령에 도달하는 사람수에 다음 연령에 도달하기전의 사망확률을 곱한것 즉, $dx = lx + qx$ 와 같다. 표 1 에서 영아사망자의 수는 ($\ell o \times qo$) $= 100,000 \times$ (.18848) $= 18,848$ 이다. 39 세시의 사망자수는 $58,822 \times$ (.01073) $= 610$ 이다.

물론 사망자수는 동 「코호트」에서 상실된 연령X와 연령X+1 간에 속하는 사람의 수 즉, $dx = \ell x - \ell x + 1$ 과 같다. 연령간격을 달리하는 경우에는 $ndx = \ell x - \ell x + n$ 이 된다. 예컨데 5 세와 10($_5d_5$)간의 사망자 총수는 ($\ell_5 - \ell_{10}$), 또는 72813-71584, 또는 1229 이다.

< 연 령 별 사 망 률 >

m_x 로 표시되는 생명표의 연령별 사망률은 어느 연령에 있어서나 인-년당 사망자수로서 $m_x = \frac{d_x}{L_x}$ 가 된다.

< 연 령 별 생 잔 자 수 >

ℓ_x 치는 가상적인 「코호트」집단에 있어서의 출생시부터 다른 (정확한) 연령 X세까지의 사망자의 누계치를 나타내고 있다. 표1의. 기수 또는 당초의 「코호트」 집단은 사망자가 없는 상태 즉 $Lo = 100,000$ 이다. 이 중 몇명이 단 1 세까지 살 수 있는가를 알기 위해서는 100,000에 영아기간의 생잔확률인 P_0를 곱하면 된다.

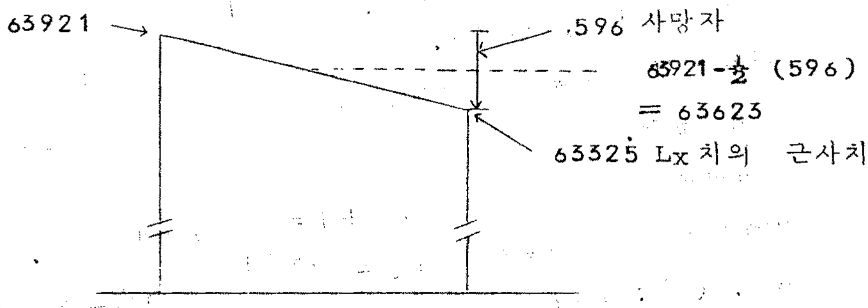
임의의 연령의 경우는 $\ell x + 1 = \ell x \times Px$ 가 된다. 만일 ℓx 란이 주어졌을 경우 P_x 치는 $Px = \frac{\ell x+1}{\ell x}$ 의 공식으로 찾아 낼 수 있다. (주 : 일반적으로는 공식 $nPx = \frac{\ell x+n}{\ell x}$ 이 된다.)

(Px에 대응하는 qx는 전술한 바와 같이 1-Px이다) 이렇게 해서 Px 또는 qx치는 넓은 연령간격에서도 쉽게 계산해 낼 수 있다. 예컨데 만 15세에서 65세까지의 생잔확률(50P15)는 $\frac{\ell 65}{\ell 15}$ 와 동일하다. 표1에 의하면 이 수치는 $\frac{35251}{70{,}420}$ 또는 50058 이다.

<각 연령에서의 생존년간인원수>

Lx치 (연령X세와 X+1세간의 생명표 「코호트>별 생존년수)는 정확하게 계산된 것이 아니다. 정확한 계산이 비현실적이거나 경우에 따라서는 불가능하기 때문에 그대신 어떤 근사치 계산법에 의거할 필요가 있다. 다행히도 이 방법은 그리 어렵지 않다. 생잔자수(ℓx)의 곡선은 각 연령에서 다음 연령으로 옮겨갈 때 규칙적이며 비교적 완만(Smoath)한 곡선을 나타낸다. 따라서 사망자수는 어느 연령이건 1년동안 균등하게 분포되어 있다고 가정해도 무방하다. 즉, 5세이상의 연령에 있어서는 사망력률이 한 연령에서 다음 연령으로 옮겨가는 동안 매우 완만하게 변화하기 때문에 이 가정을 취하여도 중대한 과오를 범하는 일은 없다.

그러므로 우리는 X세와 X+1세간의 「코호트」 집단중의 생잔자의 가상적 선을 도1-A의 생잔자 곡선의 매우 짧은 구간이 나타내고 있듯이 직선으로 그을 수 있다. 아래의 도는 만 27세와 28세간의 이러한 구간(Segment)을 확대 표시한 것이다.



연령 27세에서의 생잔자수는 63,921명, 이 중 연령 28세 이상까지 생잔한 자의 수는 63,325명이다. 두 수치의 차이인 596명은 연령 27세와 연령 28세간에서 사망한 것이다. 따라서 63,325명의 여자가 각기 1년간(즉, 63,325인 1년) 생존한 것이 된다. 596명의 사망자는 위의 가정에 의하면 평균하여 1인당 반년을 생존한 것이 된다. 따라서 27 - 28세 연령간격의 동「코호트」의 생존 연수는 63,921-$\frac{1}{2}$(596) = 63,623과 같다. 또한 ℓ_{27}과 ℓ_{28}의 중간지점이기 때문에 $\frac{1}{2}(\ell_{27}+\ell_{28})$과 동일하다.(이 수는 $\ell_{26\frac{1}{2}}$, 또는 26세의 연앙시의 생잔자수와 동일하다. 즉, 이것은 실제인구의 연앙규모와 비슷하다.)

일반적으로 L_x의 가장 유효적인 근사치인 이 추정치는 $\frac{1}{2}(\ell_x + \ell_{x+1})$으로 계산된다. 이와 같은 추정의 주된 장점은 그것이 간단하며 빠르고 용이하게 계산할 수 있다는 점에 있다. 또한 이 추정(가) 5세미만의 L_x치와 (나) 1년 이상의 연령간격에 대한 L_x치(nLx)를 제외하고는 매우 합리적인 Lx치를 제공해 준다. 이 두가지의 예외적 경우에 대해서는 특별한 주의가 요망된다.

(가) 영아 및 아주 어린 유년에 있어서는 사망력이 연령에 따라 매우 급속히 변하며 심지어는 연령간격이 1년 이내일 경우에도 그러하다. 따라서 이 경우 전기 근사치를 사용하는 것은 이미 합리적인 것이 못된다. 사망은 연령간격 간에 균등하게 분포되지 않고 보다 초기부분에 집중적으로 나타난다. 사망이 보다 초기에 일어나기 때문에 생명표상의 「코호트」집단은 사망이 균등하게 분포되었을 경우보다 많은 인일년수를 상실하며, 따라서 보다 적은 인일년수가 생잔하게 된다. ℓx와 $\ell x+1$간의 중간점은

ℓx 의 추정치로서 너무 높을 것이며, 진정한 수치는 $\ell x+1$ 에 보다 더 가까울 것이다. 몇몇 나라에서는 ℓx 와 ℓ_{x+1} 의 상대적 가중치를 직접 결정할 수도 있으나, 그러한 자료는 드물고 아래와 같은 식이 일반적으로 좋은 근사치가 되고 있다.

$$L_0 = .3\ell_0 + .7\ell_1$$

$$L_1 = .4\ell_1 + .6\ell_2$$

$$L_2 = .51\ell_2 + .5\ell_3 \text{ , 또는 } \tfrac{1}{2}(\ell_2 + \ell_3) \text{ , (주)}$$

ℓx 와 $\ell x+1$ 에 대한 이러한 비율에 의한 가중치는 여러가지 사례에 대해서 광범위하게 적용될 수 있다. 이들은 영아사망률이 매우 낮은 경우에는 정확도가 낮으나, 이 경우 상당한 정도의 부정확성은 여기서는 그 결과가 중대한 외곡을 초래하지 않는 한 허용될 수 있다.

높은 연령에 대해서도 동일하다. 보다 세밀한 가중치의 산출방식은 아래에 있는 (8)에서 소개되고 있으며, 이들은 필요한 자료가 있는 경우 Lo를 산출하는데 이용될 수 있다.

(나) 연령간격이 1년 이상일 경우 인1년수는 때때로 상술된 절차로서는 추산할 수 없는 경우가 있다. 5년간격의 생존 인1년수(5 Lx)는 그 간격내의 각 연령에 대한 Lx의 합계이다. 한편 많은 생명표에 있어서 ℓx 치는 각 연령마다 주어지지 않고, 5년, 10년 간격의 첫 연도 및 최종년도에 대한 것만이 주어진 경우가 많다. 이와 같은 경우 대체적인 추정을 하여야 하며, 이와 관련해서 몇가지 방법이 고안되어 있다. 실제 문제에 있어서는 이들 상호간에는 큰 차는 없다.

다만 유의할 것은 이들 모든 방법으로 Lx 또는 5Lx의 추정치만이 얻어질 수 있다는 점이다.

<각 연령 이후의 생존 총년수>

(Tx란)

어떤 「코호트」집단의 총 생존 연수는 단순히 각 연령에서의 생존년수의 합계이며, To치로 표시된다.

다른 연령에 대해서도 해당하는 To치가 존재한다. 즉, 만 6세 이후의 생존년수는 6세와 7세 연령간격간의 생존 인1년수(혹은 L_6)와 그 이상의 모든 연령들의 생존 인1년수의 합계이다.

즉, $T_6 = \overset{\infty}{\underset{6}{S}} Lx$이다. (주:이 표기는 2:18에서 그 용법에 대해서 설명한 것 처럼 x세에서부터 시작하여 무한대(∞)까지, 즉 동「코호트」집단의 생잔자가 소멸하기 까지의 Lx치의 합계를 의미하고 있다.)

각 세의 만 연령에 대한 일련의 이러한 합계가 생명표에 나타나 있다. 이들은 일반적으로 가장 높은 연령간격에서의 작은 생존년수(Lx)로부터 시작해서(주:고년령에 있어서의 사망률은 믿을 만한 것이 못된다. 사실상 이들 Lx 및 Tx치는 이들 연령에서의 사망력률에서 나오는 것이 아니고, 수식에 의해서 계산된 낮은 연령에서의 사망력률을 확대 적용한 것이다. 이들은 현실적으로 해당 「코호트」집단내의 최고연령에 관한 진실한 정보를 제공해 주는 대신 단순히 생명표을 완성시키는데 도움이 될 뿐이다. 연령의 최종 수년은 하나의 큰 연령간격으로 묶으는 것이 가능하며, 본장 마지막 부분에서 생명표 작성을 다룰 때 이 방법을 적용하게 될 것이다.)

각각 젊은 연령에 대한 L_x치를 더함으로써 산출된다. (표1에 있어서는 Tx의 최초치가 다른 공식으로 산출된 바 있다.)

일반적으로 $Tx = Tx{+}1 + Lx$이다.

6 세시의 T치는 $T_7 + T_6$ 또는 (3,744,531 + 72,297) = 3,846,826 이다.

<평균여명, (ex)>

T_x란이 일단 완성되면 해당 「코호트」의 각 연령후의 평균 생잔년수 ex를 계산하는 것은 매우 간단한 일이다. ex는 연령 x세이후의 총 생존년수를 그 연령에서의 생잔자수로 나눈 것과 같다. 즉, $e_x = \frac{T_x}{\ell_x}$ 이 된다.

생명표 작성을 위한 복잡한 절차의 일부는 이 계단에서의 계산상의 편의를 위해서 고안된 것이다.

ex치를 구하기 위해서는 임의의 Tx치를 동일선상의 ℓx치로 나누기만 하면 된다. 그 결과가 x세 이후의 「코호트」성원의 평균 생존년수이다. 이것을 때때로 해당 「코호트」 집단의 "평균여명"이라 부른다.

그러나 유의하여야 할 점은 엄밀히 말해서 여기에서 평균여명은 이와 같은 가상적인 「코호트」에 한하여 해당되며, 어떠한 다른 집단에 적용되는 것이 아니라는 점이다.

ex치(출생시 여명)는 모든 연령에서의 총 생존년수를 해당「코호트」의 당초 구성원수로 나눈것, 또는 표1과 같이 4,306,463/100,000 = 43.06 년이다. (주 : 평균여명에 대해서는 두가지 형태로 구분하는 것이 통례로 되어 있다. 하나는 x세후의 해당「코호트」집단 구성원의 평균 생존년수 또는 (ex)이며, 다른 하나는 어느 한 개인의 생명에 있어서 한해의 미완성 부분을 무시한 x 세 후의 평균경과연수인 (ex)이다.

본 서에서는 두번째 방식을 낙시하고 상기한 완전여명 (Full expectation of life)을 나타내는 기호로서 (ex)를 사용한다.)

(6) 1세 이상의 연령간격

1년이 생명표에서 사용되는 유일한 연령간격은 아니다. 1년 간격은 일반적으로 공표된 생명표에 관한 한 표준적인 것으로 인식되어 왔으나 다른 연령간격이 때에 따라서는 유익하고 편리한 경우가 종종있다.

간격의 크기가 바뀔 때 각 란의 관계는 보다 분명히 기술되어야 한다.

각 란의 관계 자체는 Lx의 경우를 제외하고 아무런 변동이 없다. (Lx는 어떤 경우에도 단 하나의 근사치를 가진다.)

영아사망력을 측정하는데 있어서 출생한 첫 해를 가능하면 월별로 또는 계별 간격으로 세분하는 것이 보통이다. 영아사망력에 관하여는 다음 (7)에서 상세히 논의될 것이나 인구통계 자료에서 원 생명표를 작성하는데 있어서 5년 또는 10년과 같은 넓은 연령간격이 때때로 사용되며 5년 또는 10년이 부적당한 경우에는 그 사이에 하나 또는 두개의 기수간격이 사용된다.

이에 관해서는 (8)에서 논한다.

(7) 영아기 사망력

연령별 사망 위험률은 연령간격이 매우 짧을때, 영아기간중에 가장 변동범위가 넓다. 이 위험률은 출생시에 가장 크며 (연령과 직접적인 관련이 없는 추세 또는 계절변동을 무시한다면) 영아기를 벗어남에 따라 급격히 떨어진다.

생잔자가 1세에 도달할 때가 되면 위험률은 유년기 후기의 수준으로 접근하기 시작하며 그 후보다 완만하게 저하된다. 이와 같은 특이한 유행 때문에 영아기의 해당 「코호트」의 생존 인1년수를 정확히 추정하는 것이 특히 어렵게 되었다.

이와 같은 현저한 변동 때문에 생명표는 흔히 표2의 경우처럼 생명의 최초의 1년간을 월별로(또는 계별로, 또는 경우에 따라서는 최초의 1개월을 월별 내지 주별로) 세분하여 작성한다.

제1란은 월령(Month of Age)을 의미하며 각 월령에서의 생잔자수(ℓx)는 이 경우 월간 사망률인 사망력률($q x$)로부터 종래의 방법에 따라 결정된다.

동일한 방법으로 Lx는 사망력이 각 월령내에서 큰 변동이 없기 때문에 각 간격의 사망자수의 반이 발생한 점에서 추정할 수 있다. 그러나 원래의 Lx가 일반적으로 생존년수를 표시한데 반하여 이것 만으로는 생존월수의 추정이 될 것이다. 그러므로 1세 이내의 경우에는 공식 $Lx = \frac{1}{2}(\ell x + \ell_{x+1}) \times \frac{1}{12}$과 같이 연 단위로 계산된다.

간격이 1개월 이상일 경우 계산은 이에 따라 변경되어야 한다.

예컨데 표2에 있어서 3~5 간격(합쳐서 3개월)의 생존년수는 $3\,L_3 = \frac{1}{2}(\ell_3 + \ell_6) \times \frac{3}{12}$이 된다.

그리고나서 이를 월단위의 수치(표2의 제5란)를 합계함으로써 만 1세 동안의 해당 「코호트」의 생존년수를 구하게 될 것이다.

생명의 최초 1년의 사망력은 반드시 이와 같이 상세하게 다루어질 수는 없다. 자료가 때에 따라 이러한 세분된 간격에 이용될 수 없는 경우가 있으며, 설사 이용 가능하다고 하더라도 생후

1개월에 관한 자료가 주로 누락되어 있으므로 자료가 분명히 부적당한 것이다. 실제로 표2와 같은 수치는 그것이 어느나라의 것이든 간에 그것이 근사치로서의 이용가치는 고사하고, 문자 그대로 영아사망률에 관한 측정치로서 간주되어서는 안된다.

(8) 간이 생명표(Abridged Life table)

특별한 목적 외에는 각 세 간격별 생명표는 불필요할 정도로 상세한 것이다. 실제로 자료의 정확성의 입장에서 보면 각 세 간격의 생명표(또는 완전생명표라고 불리운다)는 그럴만한 이유가 인정되지 않는 경우가 있다.

많은 경우 이러한 상세한 것을 없애버린 생명표를 작성하는 것이 유리하다.

이러한 생명표를 "간이생명표"라고 부르고 있으며, 그것은 모든 연령을 완전히 포함하고 있으나 보다 큰 연령간격으로 작성된 것이다.

생명의 최초의 1년 및 그후 수년간의 사망력률은 (그 유형을 보다 상세하게 파악하는 것이 중요하기 때문에)별도로 계산되어 있다.

나머지 연령에 대해서는 관례적인 5세 간격을 사용하고 있다. (표3 참조)

이와 같은 표는 거의 완전 생명표와 같은 정도로 정확하면서도, 작성에 있어서 훨씬 힘이 덜들며 동시에 일반적으로 필요한 모든 정보를 제공해 주고 있다. 간이생명표의 경우 5년간격 내의 보다 작은 연령에 대한 수치는 보간법에 의해서 추정되어야 할 것

이다.

전술한 바와 같이 연령간격의 변화에 따라 표기방법이 약간 달라진다.

· 다른 하나의 첨자를 항앞에 붙임으로써 해당간격의 연수를 나타낸다.

예컨데 $_5q_{10}$은 " 10세에 도달한후 5년내, 즉 연령간격 10 ~ 14세 (연령 10세와 15년간)의 사망확률 (또는 사망력률) "을 의미한다. 이와 같은 추가적인 첨자기호는 연령간격의 뜻을 지닌 ($_nq_x$, $_np_x$, $_nd_x$, $_nL_x$)등의 각 항에 대해서 사용되며 ℓ_x, T_x, ℓ_x와 같은 정확한 연령에 관한 각 항에 대해서는 적용되지 않는다. 이 추가적 기호는 이들 각 항에 대하여 아무런 새로운 뜻을 추가하는 것은 아니다. 그것은 다만 각 세별이 당연하다고 생각할 수 없는 경우에 연령간격의 크기를 나타낼 다름이다. 연령간격이 다를 경우 생명표 각 항의 상호관계는 보다 분명히 기술되어야 한다.

$$_nq_x = \frac{\ell_{x+n}}{\ell_x}$$

$$_np_x = 1 - {_nq_x}$$

$$\ell_{x+n} = \ell_x \times p_x$$

$$_nd_x = \ell_x \times {_nq_x} = \ell_x - \ell_{x+n}$$

보다 큰 연령간격을 사용한다해서 이를 각 항 간의 관계가 변하는 것은 아니다. 그러나 보다 큰 연령간격에 있어서의 생존인일년수의 계산은 매우 번거롭다. Lx의 ℓx (표5 참조)에 대한 관계는 정확한 것이 아니라 근사치란 점에 유의해야 한다.

이러한 점에서 가장 간단한 방법은 공식 $_1L_x = \frac{1}{2}(\ell_x + \ell_{x+1})$을 " 1 "을 " 5 "로 대치함으로써 5세 간격으로, 즉 $_5L_x =$

$\frac{5}{2}$(ℓx + $\ell x + 5$)로 변형하는 것이다.

n년의 간격에 대해서는 $nL_x = \frac{n}{2}(\ell_x + \ell_{x+n})$이 된다. 그러나 이 경우의 계산에는 약간 편차가 생긴다. 대부분의 연령에 있어서 nLx의 치는 너무 크게 나타난다. nLx의 치를 생잔율에 사용할 경우 그 결과는 타당한 것이 되며, 이 공식이 가장 실용적인 것이 된다.

한편 생명표의 최종란인 ex를 구하기 위해서 nLx난을 계산하는 경우 이 공식에 의한 편차는 약간 확대된다.

그러므로 nLx를 다른 방법으로 구하는 것이 좋다. 한가지 가능한 방법은 이 공식을 약간 변형해서 보다 넓은 연령간격에 의한 결과를 수정하는 방법이다. (주 : 이 공식의 하나의 변형으로서 다음과 같은 것이 생각된다.)

$$nLx = \frac{n}{2}(\ell x + \ell_{x+n}) + \frac{n}{24}(\ {}_nd_{x+n} - {}_nd_{x-n}\ )$$

이 공식은 추가된 부분이 의미하고 있듯이 두개의 인접 연령간격에 있어서의 사망자수에 따라 대체로 근사치가 되도록 수정해준다. 그러나 이 공식은 3개의 인접 간격들(x－n에서 x까지, x에서 x＋n까지, x＋n에서 x＋2n까지)이 모두 같은 연수일 경우에 한해서 적용 가능한 것이므로 때때로 이용될 수 없다. T. N. E. Greville의 논문 " Short Methods of Constructing Abridged Life Tables," (The Record of American Institute of Actuaries, 32권 제1부, P. 40, 1943. 6)를 참조하라.)

또 하나의 편의적인 방법은 생존 인일년수를 일반적인 연령별

특수 사망률로부터 추산하는 것이다. 생명표에 있어서 이러한 사망률은 ${}_nm_x = \frac{{}_nd_x}{{}_nL_x}$ 로서 주어진 연령간격에 있어서의 생존 인일년수당 사망수가 된다.

${}_nm_x$ 와 ${}_nd_x$ 의 수치를 알고 있을 경우 생존 인일년수는 ${}_nL_x = \frac{{}_nd_x}{{}_nm_x}$ 가 될 것이나 ${}_nm_x$ 는 ${}_nL_x$ 가 구해지기 전에는 산출될 수 없다. 그러나 실제인구에 대응하는 사망률의 계산은 가능하며, 이것을 ${}_nM_x$ 라고 한다.

생명표상의 사망률이 실제인구의 사망률과 동일하다고 가정한다면 우리는 ${}_nL_x = \frac{{}_nd_x}{{}_nM_x}$ 로서 산출할 수 있다. (주 : ${}_nM_x$ 의 자료 출처는 생명표에 있는 것이 아니고 생명표가 의거하고 있는 인구로부터 산출된다.)

이러한 ${}_nL_x$ 의 추산치들은 매우 높다든가 또는 매우 낮다든가 하는 일정한 경향이 없으나 이들은 특히 사전에 보정(Smoothing)되지 않았던 자료일 경우 오히려 상축을 벗어난 것이 되기 쉽다.

이 오차는 젊은 연령층의 e_x 치에는 큰 영향을 주지 않으나 최고연령의 e_x 치에 집중되어서 매우 신빙성이 없는 것이 된다.

더우기 불행한 것은 이 절차가 오히려 최고년령간격에서 가장 편리하다는 사실이다. (표 1 − a) 참조)

간이생명표의 나머지 두개의 난은 그 상관성에 있어서 완전생명표의 경우와 동일하다.

다만 연령간격이 크기 때문에 표기법이 약간 다를 뿐이다.

x 세에 도달한 후의 해당「코호트」구성원의 생존년수인 T_x 는 $\overset{\infty}{\underset{x}{S}} L_x$ 또는 $T_{x+n} + {}_nL_x$ 와 같다. 전과 같이 $e_x = \frac{T_x}{\ell_x}$ 이다.

두 난은 모두 (5)에서 설명된 바와 같은 방법으로 산출된다.

예를 들어 「칠리」의 생명표(표 1)가 간이생명표라 가정한다면 이것은 표 1 - a 의 표처럼 보일 것이다. 제 4 란의 $_nL_x$ 치는 마치 각 세별 L_x 치를 알 수 없었던 것처럼 상계한 것 공식에 의해서 산출되었다. "75 세 이상" (∞L_{75})의 $_nL_x$ 의 최종치는 원 생명표의 출처 자료를 사용하여 $\frac{\infty d_x}{\infty M_x}$ 비에서 계산된다. (주 : 75 세 이상의 d_x 의 합계는 75 세시 생명표에 남은 인구수와 꼭 같아야 한다.

따라서 이것은 ℓ_{75} 와 같다. ∞M_x 의 비는 여자 75 세 이상의 사망률이며, 원 자료인 표 1 에서 주어진 통계에서 산출되었다) 그러므로 신빙성이 있다고 생각되지 않으며 그로부터 나온 e_{75} 치도 그러하다.

<표 2> 일본의 연령 월별 남자 영아의 생명표

1935 ~ 1936

월 별 연 령 (1)	연령 x 세와 x + n 세간의 사망확률 (2)	연령 x 세와 x + 1 세간의 사망자수 (3)	만 x 세에서의 생존자수 (4)	연령 x 세와 x + 1 세간의 생존연수 (5)
x	$_nq_x$	$_nd_x$	ℓ_x	$_nL_x$
0	.04702	4,702	100,000	8,137
1	.01390	1,325	95,298	7,886
2	.00967	909	93,973	7,793
3~5	.01829	1,702	93,064	23,053
6~11	.02917	2,665	91,362	45,015
(12)			(88,697)	

자료 : 일본후생성 대신관방 통계조사부, 제 8 회 생명표(1947)부록 Ⅱ.

표 1 에서 산출된 $_5L_x$ 가 비교를 위해서 제 5 란에 표시되어 있다. 그것들은 (전술한 제 1 의 방법에서 산출한) 제 4 란의 대부분의 간이수치들이 너무 높으며 반대로 75 세에 대한 최종추정치는 너무 낮다는 것을 입증하고 있다. 선발된 몇몇 e_x 치에 대한 간이 절차의 결과는 아래와 같다.

	완전생명표 (표 1)	간이생명표 (표 1 - a)
e_0	43.1	42.9
e_{10}	49.7	49.4
e_{30}	35.5	35.2
e_{50}	21.8	21.4
e_{75}	7.8	6.9

(9) 생명표 작성

생명표의 작성은 그렇게 어려운 문제가 못된다. 그러나 생명표는 사실을 토대로 해서 작성된다. 즉, 생명표는 실제 인구에 관한 통계 자료로 작성되는 것이다. 견본적 사실은 (2)에 제시된 가정들과 꼭 부합되는 것은 아니기 때문에 새로운 난점이 이 단계에서 제기된다. 첫째로 생명표의 여러 수치들이 실제적으로 기록된 사실들과 어떻게 관련될 수 있느냐 하는 문제이며, 둘째로는 이용 가능한 자료 및 생명표에 관한 대부분의 사항이 극히 짧은 기간에 관한 것에 불과할 때 어떻게 전 생애의 역사를 나타낼 수 있느냐하는 문제이다.

이러한 문제가 있기 때문에 생명표작성에 앞서 두개의 가정이 추가적으로 설정되어야 한다.

일반적으로 이 문제는 (가) 사망률(q_x)이 ((10) 에서 논의되는) 비 M_x와 상관되는 것으로 가정함과 동시에 (나)((11) 에서 논의될) 인위적인 동시 연령집단 (Synthetic Cohort)을 형성하기 위한 주어진 기준기간의 사망력률을 결합함으로써 해결된다.

(10) 생명표와 실제 인구 통계간의 연관성

생명표를 작성하기 위해서는 어떤 형식의 사망력률(아니면 생잔율)이 구해져야 한다. 이미 설명된 바와 같이 이 율들은 주어진 연령간격을 통한 생잔자수의 비율, 아니면 사망자수의 비율과 동일한 것이다.

생명표 자체는 이러한 율의 구성 내용 즉, 특정 「코호트」의 얼마나 많은 구성원이 일정 연령인 x 세까지 생잔하였으며, 얼마나 많은 구성원이 x + n 세에 도달하였거나 (아니면 이에 실패하였는가)를 매우 분명하게 나타내고 있다.

인구에 관한 기록은 이러한 정보를 제공해 주는 방향에서 작성되어 있지 않다. 따라서 한 「코호트」 집단을 확정하기 위해서는 일정한 연령집단 즉, 일정한 수년전에 출생한 인구의 집단을 선정한다. 사망력을 측정할 수 있는 가용 통계자료에는 일반적으로 두가지가 있으며 하나는 인구조사이며, 또 하나는 사망 신고이다.

그러나 이 두 종류의 통계자료에 있어서 연령분류에 의한 두개

종류의 자료에서는 특정 「코호트」를 식별하는데 일관성이 없다.

「센서스」에서 집계된 한 연령집단은 개략적으로 어느 연도「코호트」 또는 동시기 출생집단들의 출잔자를 포함하고 있다. 0~4세 연령집단은 「센서스」시 조사된 과거 5년간 출생한 인구중에서 생잔자수를 근사하게 나타낸다.

그러나 이 두가지는 정확하게 동일한 것이 아니다.

예를 들어 금년에 집계된 영아인구는 금년도 영아「코호트」의 생잔자와는 동일하지 않을 것이다.

이 「코호트」의 일부 구성원이 포함되는 한편 일부는 제외되기도 할 것이다. 포함된 영아중 일부는 작년 출생 「코호트」집단의 구성원일 것이다. (주 : 한 센서스가 국제적으로 권고된 기준에 따라 7월1일 현재로 실시된다면 이는 작년 7월1일부터 금년 6월30일사이에 출생한 모든 사람이 영아(0)로 분류될 것이다.

<표3> 「칠리」의 여자 간이 생명표(1940)
(표 1에 의거하였음)
$_nL_x$ 및 그후 난의 계산설명

(1) 연령	(2) $_nq_x$ (a)	(3) ℓ_x (b)	(4) $_nL_x$ (c)	(5) $_nL_x$ (표1에서전사) (d)	(6) T_x (e)	(7) e_x 년 (6)÷(3)
0	.18848	100,000	86,806f	(86,505)	4,294,554	42.9
1	.10276	81,152	307,930	(300,501)	4,207,748	51.9
5	.01688	72,813	360,992	(360,411)	3,899,818	53.6
10	.01626	71,584	355,010	(355,480)	3,538,826	49.4
15	.03309	70,420	346,275	(346,678)	3,183,816	45.2
20	.04352	68,090	333,042	(333,145)	2,837,541	41.7
25	.04580	65,127	318,178	(318,138)	2,564,499	38.5
30	.04721	62,144	303,385	(303,389)	2,186,321	35.2

(1) 연 령	(2) $_nq_x$ (a)	(3) ℓ_x (b)	(4) $_nL_x$ (c)	(5) $_nL_x$ (표1 에서 전사)(d)	(6) T_x (e)	(7) e_x 년 (6) ÷ (3)
35	.05063	59,210	288,555	(288,604)	1,882,936	31.8
40	.05558	56,212	273,250	(273,298)	1,594,381	28.4
45	.06222	53,088	257,182	(257,311)	1,321,131	24.9
50	.07818	49,785	239,195	(239,545)	1,063,949	21.4
55	.10498	45,893	217,420	(217,757)	824,754	18.0
60	.14179	41,075	190,815	(191,379)	607,334	14.8
65	.20558	35,251	158,138	(158,558)	416,519	11.8
70	.28596	28,004	120,000	(120,293)	258,381	9.2
75	1.0g	19,996	138,381h	(155,471)	138,381	6.9

(a) 제 3 란의 ℓ_x 에 공식 $\frac{\ell_{x+n}}{\ell_x} = {}_nq_x$ 을 적용하여 산출했음.

(b) 표 1 로부터 전사했음.

(c) (제 3 란의 ℓ_x 의 간이치에 공식 $_nL_x = \frac{n}{2}(\ \ell_x + \ell_{x+n}\ )$ 을 적용하여 산출했음.

(d) 표 1 로부터 전사한 것으로 4 년 및 5 년별로 합계되어 있음. 여기서는 비교를 위해서 실렸다.

(e) 제 4 란을 아래서부터 합친것임.

(f) 임의로 $L_0 = .3\ell_0 + .7\ell_1$ 이라 가정하고 산출했음.

(g) 가정치임.

(f) $\frac{\infty d_x}{M}$ 의 비율로 산출했음. 여기서 $_\infty d_x$ 는 75 세 이상 (ℓ_{75} 또는 19,996 과 동일함)의 사망자 총수이고 $_\infty M_x$ 는 표 1 의 자료에서 얻은 .14450 이다.

센서스가 12월 31일이나 1월1일에 실시되었을때 한하여 센서스의 연령집단은 출생년도에 의한 특정 「코호트」집단과 정확하게 일치될 것이다.)

이와같은 종류의 차이는 각 연령에 걸쳐 볼 수 있다.

신고된 연령별 사망건수도(이러한 통계들이 각 역년기순으로 집계 및 공표되는 것이 통례라 할지라도)정확하게 각 연도별로 출생한 코호트별로 분류되어 있지 않다.

주어진 일정한 연령의 어느 1년간의 사망신고 건수는 두개의 각 연도 코호트 집단의 일부씩을 나타내고 있는 것이다. 예를 들어 당 연도의 영아사망 건수는 당 연도와 출생아 코호트중의 영아사망 건수와는 결코 동일하지 않다. 대부분은(작년에 출생한 영아로서 그들이 사망할때 아직 첫 돐을 지나지 못했던 영아인) 작년도 코호트의 구성원일 것이며, 당 연도의 코호트의 영아사망자수의 일부는 다음 연도까지 나타나지 않을 것이다(왜냐하면 당 연도출생 아기중 많은 생잔자는 그들의 첫 돐에 도달하기 전에 12월 31을 경과할 것이며 이 기간중 이들은 0세에서 사망할 위험성에 봉착하기 때문이다.(주: 나라에 따라서는 출생연도와 사망시 실제연령을 구분한 특수한 사망표를 작성하고 있다. 이것은 비록 사망력 분석에 크게 도움이 된다 할지라도 조사된 연령집단과 연령별로 신고된 사망건수는 여전히 일치하지 않는다. 오로지(다음 절에서 예시되는 바와같이) 센서스에서의 연령별 특수분수 또는 연말 현재로 실시된 센서스만이 이 두 기록을 일치시키게 할 수 있다.) 이 차이도 역시 모든 연령에서 나타나고 있다.

대부분의 생명표에 있어서 사망력율은 추정 생존인일년수(연령별 연앙인구 Px)에 대한 특정년도의 연도별 사망 신고건(Dx)의

비로 측정된다.

이 비 $Mx = \frac{Dx}{Px}k$, 는 생명표와 실계인구 통계자료간의 관련을 지어준다. 이것은 약간 다른 표기법으로 표현된 통상적인 연도별 사망율이다.

연령간격이 1년이상일 경우는 사망율은 다음 공식과 같이 해당하는 전 간격을 포함한다. 즉, $nMx = \frac{nDx}{nPx}K$ 로서 여기서 n은 해당하는 연령간격의 연수를 의미한다. (주: K의 수치는 소수점 이하의 긴 수자의 기입을 면하기 위해서 번번히 1,000으로 설정된다. 생명표 계산에 들어가기 전에 원래의 소수치로 환원시킬려면 이 수치는 1,000이 1로 변경되어야 한다.

기호 〃M〃은 여기서는 생명표의 공식 $mx = \frac{dx}{Lx}$ 의 mx 와의 일반적인 혼돈을 피하기 위해서 채택된 것이다) 이 율은 생명표의 사망력율과 동일하지 않다. ((4) 참조) 그렇다면 어떻게 하면 Mx가 qx를 측정하는데 사용될 수 있을가에 대한 답은 불가능하다 하는 것이다. 그러나 만일 우리가 $qx = \frac{Mx}{1+\frac{1}{2}Mx}$ 라고 가정한다면 사망력율의 근이치는 발견할 수 있는 것이며 이것이 사망력율을 산출하는데 가장 공통적으로 상용되는 공식인 것이다. (주: 이 가정의 성격에 대해서는 다음과 같이 설명할 수 있다. 즉 생명표에 있어서는 $qx = \frac{dx}{\ell x}$ 이 된다는 것이다. 만일 인구 구조가 생명표의 구조와 동일하다면 $qx = \frac{Dx}{Ex}$ 이 되며 여기서 Ex는 x세에 도달한 「코호트」집단의 인원수이며, Px는 그 「코호트」의 생존자가 연령 x+1에 도달하기 전의 이 집단에서의 사망자 수이다. 또한 Px는 단순히 연앙인구의 크기일 뿐만 아니라, x세에서 x+1세의 연령간격의 중간점에 있어서의 해당 「코호트」의

크기를 의미한다. Ex치가 결여된 경우 Ex는 공식

$Ex = Px + \frac{1}{2} Px$에 의해서 마치 생명표에서의 $\ell x = Lx + \frac{1}{2} dx$의 경우와 같이 계산할 수 있다. 그리하여 우리는 또한 사망력율을 단순히 상기 방정식에서 해당하는 각 항을 대입함으로써

$\mathit{g}x = \frac{Px}{Px + \frac{1}{2}Px}$로 규정지을 수 있다. 분자와 분모를 Px로 나누고 나면 우리는 최종적으로 공식 $\mathit{g}x = \frac{Px}{Px + \frac{1}{2}Px} = \frac{Px/Px}{1 + \frac{1}{2}\frac{Px}{Px}} = \frac{Mx}{1 + \frac{1}{2}Mx}$에 도달할 수 있다. 이 가정의 이해는 그를 확증하지는 못 하지만, 그를 확증하기 위해서는 다른 어떠한 조건이 충족되어야하는 가를 밝혀준다, 보험통계 경험에 의하면 다른 조건들이 (충족할 경우)이 결함으로 인하여 발생하는 편차를 없앨수 있다는 것을 보여 주고 있다.)

계산은 동 식을 $\mathit{g}x = \frac{2Mx}{2 + Mx}$의 꼴로 바꿈으로써 보다 용이해 진다.

연령간격이 1년보다 큰 (n)년인 경우에는 이 공식은,

$n\mathit{g}x = \frac{2n_nMx}{2 + n_nMx}$ 로서 사용된다.

다시 한번 Mx와 $\mathit{g}x$ 간의 관계는 단순한 근이치임을 유의해야 한다.

그 막대한 실용적 가치에도 불구하고 그것은 선적으로 만족스러운 것은 결코 못 된다. 비 Mx는 어느 특정한 「코호트」의 인구에 관한 것이 아니다.

신고된 사망자수와 연앙인구는 어느 연령에 있어서도 정확하게 일치하지 않으며 따라서 동일한 통계집단을 대표하지 않는다.

이러한 근이치는 사망력율에 미지의 오차를 가져다 주며 연령별 q_x 치에 커다란 변동을 준다.

각 세별로 산출되었을 때에 특히 그러하다. 이러한 징후를 처리하기 위한 방법들은 통계자료의 보정을 다른(13)에서 간단히 기술되어 있다.

(11) 실 집단과 가상 집단

(9)에서 언급된 제 2 가정은 또 다른 필요성을 느끼게 한다.

어느 「코호트」의 일부 구성원은 100세까지 오래 살게 될 것이므로 이들에 대한 정보입수를 기다리기 위해서는 너무나 긴 시간이 걸린다.

생명표의 사용은 보다 직접적인 것으로 짧은 기간의 사망력에 관한 요약을 요구하고 있다.

그러므로 각 세별 사망력율은 설사 동일년도에 관한 것이라 할지라도 가상「코호트」를 형성하기 위해서 연속적으로 적용될 수 있다고 가정한다.

대부분의 생명표는 어떠한 실제 코호트의 생명사를 나타낸 것은 아니다. 그 대신 하나의 생명사는 수년 또는 단기의 기준 기간 동안의 연령별 사망력율로 부터 인위적으로 작성되며 따라서 많은 코호트들이 실제 경험한 것의 짧은 단편을 나타낸 것이 된다.

먼저 연령별 특수 사망률을 작성한 다음 이를 일련의 사망력률로 환산한다. 그리고 나서 사망력률 (q_x)은 마치 이들이 가상 코호트에 있어서의 일련의 사망 비율인 것처럼 처리된다.

완전생명표의 의미에 대한 이와 같은 근본적인 변경은 단순히

하나의 (q_x)난의 자료를 변경함으로써 가능해 진다. 기타 모든 면에 관한 생명표의 구조는 아무런 영향을 받지 않는다.

이러한 인위적이고 가상적인 요소를 생명표 작성을 위해서 도입하여야 하는 이유는 무엇인가?

위에서 제시된 바와 같이 이 방법은 때때로 상이한 인구의 사망력들을 비교하는데 유용한 단기 통계자료로 부터의 생명표의 작성을 가능하게 한다.

그 결과는 실제적인 생명사라기 보다는 어느 한 해의 사망률의 요약이 된다. 이것은 인위적인 코호트의 사망력률이 실제 코호트에 적용되었을 경우에 어떠한 뜻을 가지게 될 것인가를 밝혀 주고 있다.

이리하여 인위적인 생명표는 제한된 의미를 가진 것이 된다.

그것은 가상 코호트의 과거 또는 미래의 사망력을 나타낸 것이며 그것도 실제 인구에 있어서의 기준기간의 사망력에 국한된다.

이와같은 제한이 있기 때문에 생명표의 주 용도인 실제 코호트중 특정 연령간의 사망자수의 추정이 어렵게 된다. 이와같은 추정은 일정기간에 걸친 것이다.

예를 들어 5세와 15세간의 기간은 10년으로서 생명표 수치에 관한 정상적인 기준기간을 훨씬 초과하고 있다. 이들 수치는 연령별 사망률이 전체기간을 통해서 고정적인 것으로 볼 수 없는 한 실제 인구의 경험과 부합될 수 없을 것이며 가정설정의 필요성은 이에 연유하고 있다.

오늘날 사망력에 영향을 주는 조건들은 때때로 매우 급속히 변화하고 있으며 이러한 조건들에 조금도 변화가 없다고 보는 것은

극히 비현실적인 일이다. 그러나 이러한 추정들은 조사연구의 실제문게에 있어서의 항상 요구되고 있다.

하나의 생명표일경우에 따라서는 여건이 유사한 다른 인구에 관한 생명표일 일지라도 이와같은 목적을 위해서는 극히 편리한 경우가 가끔 있다. 그러므로 인구통계학의 대부분은 사망력이 한 인구내의 특정 연령집단(실제 코호트에 미치는 효과를 밝히기 위한 하나의 인위적인 코호트 경험을 나타내는) 생명표의 적용문제와 관련된다. 물론 이것은 답이 틀리리라는 것을 알면서도 행해지고 있다. 그러나 그 결과는 흔히 충분한 가치를 지니고 있으며 그 예상 오차는 생명표의 의미를 이와 같이 확대시키는 것을 반대하는 주장을 물리칠 수 있을 정도로 충분히 적은 것이다.

(12) 사망률(q_x)의 직접적인 계산에 의한 생명표의 작성

관찰된 사망률(Mx)로 부터 사망력률(q_x)을 환산하려는 우회적인 방법은 생명표작성의 본질적 부분이라 할 수 없으나 이용가능한 통계자료만으로는 q_x 치에의 보다 가까운 접근이 불가능할 때 하나의 필요한 절차가 된다.

연령별 사망률을 센서스나 사망신고 통계에서 직접 계산하는 것이 훨씬 단도직입적이다.

요구되는 형식을 갖춘 통계자료가 있을 경우의 유일한 절차는 한 기준년도 동안에 각 세에 도달했다가 그 다음 연령이 되기전에 사망한 자의 구성비률을 산출하는 일이다.

생명표의 다른 난들은 (5)와 (8)과의 상관성에 따라 일련의 구성비률들로 부터 결정된다. (주: 이 절차로 얻어진 사망력률은 보험

실무에서 거의 표준이 되고 있는 사망력률과는 그 형식에 있어서 전혀 동일하지 않다는 점을 유의해야 한다. 이 율은 주어진 연령년도(Year of age)의 어느 코호트에 관한 사망건수를 기준으로 한 것으로서 이 사망건수는 두가지 역년에 걸쳐서 일어난 것이다.

통상적인 형태의 율은 사망자가 어느 특정한 코호트에 속해 있는가 하는데 상관없이 해당 역년도에 일어난 사망건수를 기준으로 하고 있다. 그러므로 이 율은 해당 역년도(또는 기준기간)의 사망력을 정확히 나타내는 것이 아니고 해당 역년도중 x세에 도달한 자의 사망력을 나타내고 있다.)

이 절차를 「대만」의 초기 인구통계 예를 적용하여 예시하면 다음과 같다.

1915년도 센서스는 연령결정의 간접적 방법으로서 인구를 역년기준 출생별로 분류하는 한편 신고된 사망수는 사망시 연령과 더불어 출생 연도별로 분류하고 있다. 이 통계자료를 가지고 코호트의 사망수를 그 코호트의 인구와 대조할 수 있으며 이것이 바로 우리가 요구하는 일이다. 그러나 이와같은 유리한 여건하에서도 통계자료는 약간 조정되어야 한다.

코호트의 크기는 해당년도 초에 있었던 수로 결정되어야 한다. (10월 1일에 실시된)센서스는 각 코호트 인구수를 10월 1일 현재 집계한 것이지 그 연도초의 것이 아니다.

단순한 추계법에 의해서 센서스 통계는 1915년 1월 1일 현재 기준으로 수정하는 것이 가능하다. (주: 1915년에는 모든 연령에 걸쳐 58,298명의 남자 사망자가 신고 되었으며 1915년 1월

1일에서 9월 30일까지의 모든 연령에서의 사망자 수는 41,363명이다 각 코호트의 구성원중 1915년도의 사망자 수에 7,095를 곱한것 또는 41,363 ∕58,298의 비에서 1월 1일에서 9월 30일간에 발생한 코호트별 사망자수의 추정치가 얻어 진다. 사망자수를 센서스에서 집계된 각 코호트별 인원이 계산에서 얻어지는 합계는 1915년 1월 1일 현재 각 코호트의 추정 규모가 된다)

그러고 나면 각 코호트중 얼마나 많은 생잔자가 1915년 동안에 생일을 지났는가(즉 x세에 도달했는가)를 결정하는 것은 간난하다.

센서스 사에 집계된 인구수에 7월 1일과 9월 30일간의 추정 사망자 수를 합한것은 1월 1일 현재의 해당 코호트의 크기를 나타낸다. 1914년에 출생한 남자 「코호트」중 1915년 동안에 1세에 도달하는 것으로 예상되었던 남아의 총 수는 63,053명이었다. 그러나 이중 일부는 0세시에 사망 하였기 때문에 1세에 도달하지 못하였다.

따라서 63,053명에서 1915년에 그들의 출산일 전에 사망한 자위 수인 4,051명을 뺀 59,002명이 1915년에 1세에 도달한 남아의(추정된) 통계 집단이 된다.

10월 1일 현재 센서스에서 집계된수(1914년 출생)
------------ 58,162

코호트에서 1월 1일부터 9월 30일간에 일어난 추정 사망자수(가산) -------------- 4,891

1월 1일 현재 「코호트」의 추정치 --------- 63,053

1세에 도달하기 전 1915년에 사망한 자의수(차감)
------------- 4,051

1951 년에 1 세에 도달한 생잔자의 수 ---------59,002

센서스에 집계된 각 코호트에 대해서도 이와 동일한 계산을 한다. 그 결과는 1915 년 동안에 각 세에 도달한 남자수가 된다. 이것이 앞에서 Ex로 표시한 수치가 된다. 그리하고 나서 다음 연령에 도달하기 전에 사망하는 자의 수를(각 세별 사망 통계에 대한 약간의 재 배열 즉 동일 연령에서 사망한 타 코호트의 수는 제외하고 1916 년에 동일 연령으로 사망한 동일 코호트의 수를 포함함으로써) 결정 한다.

1915 년에 신고된 1 세시 남자 사망자 3,460 명중 2,843 명은 1914 년에 출생한 남자이다. 또한 1,716 명의 1 세시 사망자가 1916 년 동안에 동일 코호트속에서 그들이 2 세에 도달하기 전에 있었다. 이 코호트의 1 세시 총 사망자 수는 2843+1,716 즉, 4,559 명으로 사망력률은 아래와 같이 계산된다

출생년도	신고된사망자수 (1915) D1' (생일후)	D0" (생일전)	신고된 사망자수(1916) D1" (생일전)	1915년 1월 1일현재생잔자수 (추산)	1915 년생일시 연령	1915년에 1세에도달하는 생잔자 (5) -(3)	사망력율 q_1 $\frac{(2)+(4)}{(7)}$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1914	2843	4051	1716	63,053	1	59,002	)07727

1 세시 사망자 수를 1 세에 도달한자의 수로 나누면 1 세시 사망자의 비율(q_1)즉 사망력률이 나온다.

1915 년의 센서스에 의해서 밝혀진 각 코호트도 x 세(1915 년 동안에 도달한 연령)와 x + 1 세 간의 사망자에 대한 완전한 기록을

수집함으로써 동일한 처리를 할 수 있을 것이다.

계산법은 몇몇 코호트에 대해서 표3에 설명되어 있다. 만일 전 연령을 통해서 계속된다면 이들은 완전생명표를 위한 사망력율을 제공 할 것이다.

<표 3> 「대만」의 사망력 통계의 배열 (1915 ~ 1916) 과 qx 의 산출법

「대만」남자 (0 ~ 9 세)

출생년도	신고된 사망건수 (1915) D_x' (생일후)	$D_x''_1$ (생일선.)	신고된 사망건수 (1916) D_x'' (생일전)	1915년 1월 1일 현재의 생산자 (추계)[a]	1915년에 출생일이 있는자의 연령	1915년에 x세에도 달한 생잔자수 (5)−(3)	사망력율 q_x $\frac{(2)+(4)}{(7)}$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1915	10,502b	—	3,967	—	0	71,629c	.20200
1914	2,843	4,051	1,716	55,886	1	59,002	.07727
1913	1,333	1,617	1,013	54,250	2	52,269	.04323
1912	977	1,009	653	52,294	3	53,241	.03062
1911	703	617	401	49,548	4	51,667	.02137
1910	504	441	314	46,729	5	49,104	.01666
1909	333	308	207	43,777	6	46,421	.01163
1908	269	209	162	44,555	7	43,568	.00989
1907	195	194	156	42,904	8	44,361	.00791
1906	175	150	118	44,196	9	42,196	.00694

a. 주: 19 참조.

b. 제 7 난의 과소 신고된 출생아수의 가정치와 동일한 과소 신고에 대한 보완이 포함되었음.

c. 1915 년에 신고된 남자 출생아에 1.1 %의 과소 신고 허용도를 가한 것임.

0 세에 도달한 생산자 수는 1915 년 동안에 신고된 출생통계에 (여기서 설명 하기에는 매우 힘드나 「대만」의 영아사망신고에 관한 분석에 근거를 둔 과소신고에 대한 1.1 %의 허용도를 추가하는 방도로) 밝힐 수 있다. 그러나 이처럼 너무나 직접적이기 때문에 이 절차는 그다지 빈번히 적용되지 않는다. 이것은 인구통계 기록을 보유하는 특별한 전통이 있는가의 여부에 따라 좌우되는 것이지만 이런 전통은 몇몇 소수의 국가만이 가지고 있다.

생명표 작성법에 대한 실게적 지도를 위해서 사망력 통계자료의 보정 (Smoothing)에 관해서 간단히 언급한 다음 부록에서 보다 널리 적용되고 있는 3 가지 다른 방법이 설명된다.

(13) 통계자료의 조정

완전생명표를 작성하기 위해서 수치들이 각 세별 Mx 및 q_x 로 계산될 때 이들 수치가 잘못된 형태를 가지고 있음이 발견된다. 그것은 한 연령에서 다른 연령으로 완전히 Smooth 하게 옮겨가는 대시에 뚜렷한 불규칙성을 지닌 틀림없는 지그쟈그의 형태로 도표에 그어질 경우 나타난다. 단순히 나타내는 이상의 것으

로서 통계자료의 누적적인 부정확성(q_x를 추산하기 위해서 Mx를 사용하는 것과 같은)방법의 결함 및 통계자료 및 적용방법에 결점이 없더라도)무작위적 변동(Random Qluctuation)등을 나타낸다.

일반적으로 사망력율은 도 1 - B와 같은 유형을 따르고 있으며 불규칙성은 〃진정한〃형태가 의곡된 것으로 가정되고 있다. 따라서 매우 어려운 절차들이 이런 의곡을 수정하기 위해서 고안되어 왔다. 방법상의 결함에 대해서는 별 도리가 없다. 왜냐하면 이러한 결함이 통계자료와 그들이 측정되어야 할 것과의 사이에 있는 근본적인 불일치에 나오기 때문이다. 그러므로 불규칙성은 오차로 다루어지고 있으며 이들의 영향을 감소시키기 위해서 몇가지 노력이 가해지고 있다. 이러한 노력은 통계자료의 보정(Smoothing 또는 Graduation)에 의해서 이루어 진다.

집계된 인구의 연령 분포는 사망률(Mx)을 계산하기 전에 보정되어야 할 것이며 신고된 사망자의 연령분포도 동일하게 보정되어야 할 것이다. (그중 하나를 보정하고 나면 다른 하나도 동일한 방법으로 보정하는 것이 거의 불가피 하다. 왜냐하면 아무리 정확하게 관찰하였다 하더라도 이들은 어김없이 오차로 달라져 있기 때문이다) 그 후에라도 만일 약간의 만성적인 불균등이 연령별 사망력율의 유형속에 계속남아 있으면 이는 역시 독립적으로 보정되어야 할 것이다. 보정의 절차는 인접치 들로 부터 이탈한 일련의 수치들을 고치는 일로서 이탈된 수치들을(고저의 양 부분으로 부터) 대략 파동 부분들의 중심을 지나게 그려진 선 쪽으로 끌어넣는 일이 된다. 이것은 가능한 한 원래의 분포형태를 유지하기 위해서

엄격히 규제되어야 한다. 여러가지 보정 절차들은 약간씩 다른 특질을 가지고 있으며 통계자료를 보정하려면 복잡한 작업을 하게 된다. 그것은 여기서 적절히 취급하기에는 너무나 선향화되고 고도의 지식이 필요한 작업이다. 매우 조심스럽게 보정되어도 보정이 인구의 정확하고 진정한 사망력율에 근이한 결과를 가져 왔다고 결코 확신할 수는 없다. 이것은 그리 시급한 문제는 아니다. 왜냐하면 이와같은 면밀한 방법은 원래 완선생명표 즉, 각 세별 생명표를 작성하는데 사용하기 위해서 설계되기 때문이다. 대부분의 목적을 위해서는 연령간격이 1세보다 큰 간이생명표의 작성이 선상된다. 보다 큰 연령간격에 대한 사망률은 몇개의 각 세 연령의 통계에 대한 일종의 평균이며 각 세 연령통계가 가지는 대부분의 오차 내용은 여기서는 말소된다. 그러므로 간이생명표의 사망률(nMx)은 이미 비공식적으로 그리고 우연히 보정된 것이라고 하겠다. 어느정도 이것이 그들의 정확성에 영향을 주는가 하는 것은 확정지을 수 없다. 왜냐하면 그 과정을 통계할 수 있는 기회가 거의 없기 때문이다. (주: 예를들어 이들 사망율은 인구의 연령집단이 가지는 내부구조의 선형적인 의곡형태에 의해서 어느 방향으로도 의곡될 수 있다.)

이 생명표는 흔히(동일한 통계자료를 써서)보다 세밀한 방법으로 계산된 생명표와 약간 다를 수가 있다. 그러나 이러한 두가지 접근방법에 따른 결과는 매우 근이한 것임을 알 수 있다.

2. 사망력 (Mortality)

인구현상 (Demography)에 있어서의 통계적처리는 다분히 관례적으로 사용되는 비나 비율을 계산하는 것으로 되어 있다. 바꾸어 말하면 이들은 무엇보다도 우선 서술적인 성격을 띠고 있다. 이러한 점은 사망력의 연구에도 마찬가지다.

그러나 대부분의 재래식 계산법은 그것들이 시간계열의 기준에 따라 어떤 것은 높고 어떤것은 낮다고 하는식의 분류이외에 거의 아무런 다른뜻을 지니고 있지 않다. 그럼으로 과거에 있던 다양한 경험을 보여주는 사망률들을 비교해 보는 것이 필요한데 이러한 비교는 어느 정도 모든 사망력의 연구속에 포함되어 있다.

앞에서 설명한 바와 같이 사망력에 관한 연구결과는 생명보험분야에 실제적으로 응용되고 있다.

그것은 국가정책 사항과 어떤 관계가 있는데 그 까닭은 모든 국가들이 그 국민의 평균수명을 연장시키려는 목표를 조단간 달성하겠다고 약속하고 있기 때문이다.

그러나 이런 사실들은 인구변동의 표시로서 그 자체가 관심의 대상이 된다. 일국내의 사망력이 고른가 고르지 못한가는 다른 관련 요소들의 분포가 어떻게 되어 있는가를 밝혀준다. 비슷한 결론이 제추세의 징후로부터 도출될 수 있다. 사망력의 형태는 상당한 의학적의의를 지닌 보건관계 수준을 나타내는 값있는 지표가 되는 수도 가끔있다.

사망력의 변동은 또한 보건면의 향상을 목적한 사업의 성과를 평가하는데 있어서 하나의 근거가 되고도 있다. 사망력측정은 어느 센서스의 실시 전후에 인구규모를 추정해 보는 하나의 조치이다.

며 보통 가장 믿을 수 있는 조치이다. 끝으로 사망력 분석은 인정인구에 관한 간단한 설명이시나 하는 바와 같이 인구의 보충 및 성장에 관한 연구에도 기여하는 바 크다.

그러나 "사망력" 은 단일 수치 또는 지표로 표현될 수 있는 따위의 요소는 아니다. 우리는 이미 사망의 발생 위험성을 여러가지면에서 측정하지 않으면 안된다는 것을 알게 되었다. 만약 현존하는 생명표가 충분하다면 이러한 측정은 생명표로 이루어지는 경우가 많다.

그러나 이 경우는 그렇지 않다. 그리하여 많은 종류의 사망률 다소 재래식인 것이 보통채택되고 있다. 이러한 지식을 서술하는데 쓰여지고 있다. 그리고 시간을 할애할 가치가 있는 질의에 응답하는 비교를 위해서 그것들의 정리하는 방법을 서술하는데 쓰여지고 있다.

대부분의 종류의 사망률은 특수한 것이다. 특수하다 함은 이들이 인구의 어느 특수한 부문에 관련된다는 뜻이다. 특수사망률은 인구의 이 부문에 관한 것이며 전체인구의 사망력의 인구에 관한 것이 아니다.

그러므로 어느 종류의 사망률을 선택하는 것은 연구목적을 달성키 위하여 사망력의 어느 특수부문을 선택하는 것과 같은 것이다. 일정한 절차법이 있을 경우에는 이런 절차들은 사망률 계산방법에 적용되지만 해택에는 적용되지 못하는 것이며 그 해택은 광범위한 판단과 결정에 아껴지고 있다.

(14) 생명표의 이용도

생명표는 사망력연구에 어떠한 위치를 차지하고 있는가? 생명표의 구조를 배우는 일이라든지 그 작성상에 힘든 제조치를 취하는 일이라든지 하는 모든 어려움을 정상화하기 위해서는 생명표는 사망력을 측정보다 나은 어떤 명백한 이점을 가지고 있어야 한다.

첫째로 논술된 관례적 용어들은 일반적으로 인정되었고 의지소통의 유효한 모개놓이다.

또한 이러한 측정들은 분명하여 엇갈림이 없다. 그것들은 편리한 양식을 취하고 있다. 그리고 끝으로 생명표는 인구과정의 가장 주요한 이론적 모형이 "안정인구"와 그의 관련부문에 증거를 제공해 주고 있다. 인구학적 분석에서 생명표를 이용하는 방법에는 다음과 같은 몇가지가 있다.

(가) 한 인구의 연령별 사망발생 가능성에 관한 서술 및 요약

(나) 상이한 인구 또는 인구계층간의 이러한 사망발생 가능성비교

(다) 가설적 모형의 육성

(라) 평 가

이용에 가능한 경우에는 생명표는 다른것 보다도 훨씬 상세한 자료이다.

어느 기준기간동안의 일정한 연령간격별 사망력수준을 표시하고 있다. 제수치는 생명표로부터 직접 옮겨 쓸 수 있거나 몇개난들의 관계를 계산해 낼 수 있다. 이들은 여러가지 목적을 위하여 매우 유용하다.

q_x 또는 $_nq_x$ 이 율들은 다른 연령들로부터 분리된 연령별 사

망력을 나타내고 있다.

보다 큰 연령간격별 사망률($_nq_x$)은 공식 $_nq_r = 1 - \left(\frac{L_{x+n}}{L_x}\right)$ 으로 계산된다.

이용가능한 생명표에 제시되고 있는 것들 보다 연령간격이 좁은 사망률은 내삽법을 이용하여 계산되어야 한다。 생후최초년도의 율인 q_0 는 영아사망력을 측정하는데 쓰이는 기준공식이 되어 있으며 다른 연령의 사망력률들은 연령 특수사망력보다 앞서 사용되는 일이 가끔있다.

그 이유는 그들이 상당한 조심성과 세밀한 주의를 기울려 작성된 것으로 가정할 수 있기 때문이다. P_x 또는 $_nP_x$ 이 비율들은 다른 공식으로 표현되어 있을 경우와 동일한 정보를 내포하고 있다。 이는 생잔율이며 $P_x = 1 - q_x$ 이므로 사망력과 직접적인 관계가 있다.

생명표 「코호트」(Cohort :동시기 출생집단)에서 연령별 생잔자수가 되는 L_x 는 출생부터 어떤 주어진 연령X까지의 동안에 사망력율이 발휘한 누적효과(Cumulative Effect)를 나타낸다. 그것은 전체유소년령기의 사망력률에 좌우되는 것이지만 무엇 보다도 영아기(q_0) 및 유아기의 비교적 효율의 사망력에 의해서 결정적 영향을 받는다.

그러므로 L_x 는 사망의 위험성이 큰 영아사망력 수준과 관련될 가능성이 가장 많은 생후최초 수년간의 사망력을 표시하는데 가장 적합하다.

L_x의 수치는 영아사망력의 효과에 가장 큰 비중을 주고 있다고 하여도 생후 수개년의 사망력 지표로서 가끔 유용하게 사용된다.

물론 Lx는 사망력이 아니고 꼭같은 자료에 입각하여 사망력률의 "효과"를 표시한 것에 불과하다. 그것은 사망력률의 공식으로 환원시킬 수 있다. 출생부터 5세까지의 사망력률은 5qo=1 - $(\frac{L5}{Lo})$ 칠리 부녀자의 생명표에 의하면 이것은 1 - $(\frac{72,813}{100,000})$ 즉 27,187이 된다. dx는 특별생명표와의 관련을 떠나서는 아무런 쓸모가 없는데 그 이유는 그것이 생산자수에 좌우되고 그것과 분리되면 아무런 의미가 없기 때문이다.

그러므로 생명표자체의 범위를 벗어난 Lx의 응용의 효과는 주로 생명표의 실적에 의하여 실제인구의 사망력추정치를 제공해 주는데 있다.

ex는 어느 주어진 연령X세 이상의 생명표 「코호트」의 매인당 평균 잔여생명년수이다. Lx와 비교되었을 경우 예산여명은 반대방향에서 사망력의 효과를 표시해 준다. 즉 ex는 앞으로 닥쳐올 연령에서의 (정확한 연령 X세이후의) 사망력 효과를 나타내는데 반하여 Lx는 연소시기(출생으로부터 X세까지)의 사망력의 효과를 나타낸다. 예상여명이 길면 길수록 사망률은 보다 낮아진다. 예상여명은 다른 어느 종류의 사망률 추정과 마찬가지로 정확하지 못하다.

그것은 동일한 사실에 입각하고 있지만 다른 양식의 표현을 빌리고 있다.

$\frac{V}{ex}$ 이라하는 비를 통하여 예상여명은 정확한 연령(X세이상의 생명표「코호트」의 인 년당사망수"라는 특수한 종류의 사망률로 바꾸어진다.

각 연령별「코호트」의 구성원들이 모두 모아져 하나의 가상적 인구에서 설명된 "정리인구"로 된다면 이 사망률은 X세

이상 인구의 일인당 사망수의 비로해석된다. 이것은 사망력 측정으로서는 덜어색하게 보일지 모르며 ex로 대치할 수도 있을 것이다. 즉, 그것은 다른 인구들의 사망력과 비교하였을 경우 정확히 ex와 꼭 같은 결과를 나타 낼 것이다.

(15) 생명표를 통한 사망력의 상호비교

생명표의 수치들은 둘이상의 인구 또는 인구집단들간의 매우 정확한 비교를 가능하게 하는 수가 있다. 이는 사망의 위험성이 연령과 밀접히 관련되어 있기 때문에 인구의 연령 구조는 그 구성의 가변적 측면이기 때문이다.

이 두가지 이유때문에 상이한 인구들의 사망력은 연령이 감안되지 않는 한 정확하게 비교될 수 없다. 생명표는 연령별 분석에 매우 적합하다. 더구나 그것은 많은 목적을 달성하기에 적합한 여러가지 측정을 할 수 있게 하여 준다.

생명표는 한 인구의 연령별사망력 경력의 각기 다른 부문들을 요약 설명하는데 지대한 융통성을 지니고 있다는 장점을 가지고 있다. 그러나 이 장점은 각개생명표가 어느 특정 기준 기간의 사망력에 한정되어 있음으로 다른 인구들을 비교하는 데는 가치가 없다. 그것이 쓸모있도록 하려면 적시적소로 이용되도록 해야 한다. 따라서 대부분의 비교는 보통 사망률들에 입각하여 이루어지지 않으면 안된다.

(16) 인구추계와 생명표

생명표는 실재적인 인간집단의 개략적인 사망력 효과를 보여주는 것임으로 연령별 인구추정치들을 산출해내는데 불가분하다. 사망을 통하여 개략적인 손실을 알 수 있기 때문에 우리는 센서스가 실시된 일이 없는 여러날자에 있어서의 가령 가장 최근의 「센서스」가 있었던 후의 날자에 있어서도 이 집단의 규모를 추정해 낼 수 있다.

이 추정치들은 변화의 가능성에 관하여 어떤 가정하에서는 제법 긴 장래에까지 그 적용이 확대될 수 있다. 장래인구의 추정은 "인구추계" (Projections)라고 통상 불러지고 있는데 이런 추계는 몇가지 가상적인 가정에 입각한다는 것이 강조되어야 한다. 물론 장래를 추정할 경우에는 관련인구에 부가되는 새로운 소속 「멤버」의 수를 결정하는 출산력 및 인구이동의 장래수준에 관한 가정 더 첨가되어야 한다.

예컨데 부라질의 1940년도 「센서스」에서 12세의 소녀들은 572,869명으로 밝혀졌다. 이 집단의 몇명이 동센서스 조사일자부터 정확히 5년후에 살아 남게 될 것인가? 사망신고로 정확한 정보를 수집하는 것은 불가능한 일이며 가능하다 할지라도 이는 실용적인 것이 못될것이다.

그러나 그것이 생명표(코호트)에 관한 것이라면 위의 질문은 쉽게 해답된다. Lx의 수치에 관한 난은 12세에서 생존인 연수와 동"코호트"가 중간 5세년간의 사망률을 겪고난 후인 17세에서의 생존 인일년수를 표시하고 있다. (실제인구와 생명표「코호트」의 양쪽이 다 집단의 평균년령은 동기간초에 12½세, 동기간말에 17½세인 것으로 가정되었음)

실제인구의 사망률이 생명표의 사망률과 같다고 가상해 보자 이렇게되면 인구수 또는 인일년수사이의 비들도 같아져야 한다.

즉 : $\frac{L17}{L12} = \frac{P17}{P12}$ 이 성립되는데 (여기에서 Px는 어떤 연령간격을 두고 조사된 인구의 수이다.) 생명표를 써서 인구추정을 하려면 실제인구의 사망력을 대략대표하는 것으로 믿어지는 생명표를 찾아 내고 상기 두비들이 동일하다는 가정하에서 처리해 보면 된다.

이를 설명해 보기 위해 1940년도의 칠리의 생명표를 사용해 보기로 한다. (적절한 사망신고제도가 결여되어 있음에도 불구하고) 특별한 방법을 써서 작성된 브라질의 생명표가 있다. 이 칠리의 생명표는 4:1에 제시된 자료의 응용을 보여주기 위해 여기에서 사용되고 있다.

얼마나 많은 소녀들이 1945년에 17세로 헤아려질 것인가를 추정해 보기 위해 $\frac{L17}{L12}$의 비를 동생명표로부터 산출하여 이를 (1940년도 「센서스」에 따른) 12세 인구에 곱하여 준다면 다음과 같은 결과가 나온다.

$P17 = P12 \left(\frac{L17}{L12}\right)$에 의하여 $572,869 \times 97,515 = 558,633$ 이는 거의 모든 연령별 인구추정에 있어서 기본적 요소가 된다. 단 한가지 명확한 처리규정이 있는데 그것은 생명표의 자료들이 연령별로 실제인구에 관한 자료들과 정확하게 일치해야 한다는 점이다.

동생명표가 Lx 수치의 난을 결여하고 있을 경우에는 이 요구마저도 때로는 희미해 지고 만다. 5세이상의 Lx수치가 대신 사용

될 수도 있는데 이럴 경우 실질적으로는 한 수치가 나오게 된다. L_{12}는 P_{12}와 그리고 L_{17}은 P_{17}에 대응한다. 1940년 10 ~ 14세 연령계층에 속하는 브라질의 소녀중 몇명이 1945년에 남게 될 것인가를 알려면 동계층의 평균년령이 계속 대략 12½세가 되고 1945년에는 17½세가 되기 때문에 $\frac{L_{17}}{L_{12}}$의 비는 계속 적절한 것이 된다. 그러나 $\frac{5L_{15}}{5L_{10}}$도 마찬가지로 적절한데 L_{12}와 L_{17}의 수치들은 내삽법을 써서 계산되어야 하므로 간이생명표가 사용된다면 이 비는 더욱 편리한 것이 된다.

이두 비는 거의 동일한 수치를 나타내는 바 첫번째 비는 97515이고 두번째 비는 97524이다. 이와 꼭 같은 절차가 반대쪽으로도 적용될 수 있다. 다시 1940년도의 12세 브라질 소녀인구를 사용하며 $\frac{P_7}{P_{12}} = \frac{L_7}{L_{12}}$이라고 가정하면 우리는 1935년도의 이 집단의 크기를 추정할 수 있다.

그 추정치는 $P_7 = P_{12}\left(\frac{L_7}{L_{12}}\right)$에 의하여 572,869 × 101,234 = 579,938로 된다.

이 추정치들은 L_x와 L_{x+2}사이의 상응하는 연령의 연수간격을 단지 채택하는 것 만으로 어떤 연수의 기간이나 또는 몇분지일의 기간이라도 확대시켜 적용할 수 있다. 그러나 인구의 사망력은 변할 수 있는데 반하여 생명표의 사망력은 고정되어 있기 때문에 기간이 길면 길수록 오차가 생길 가능성이 더 커진다.

인구의 규모를 출생신고 통계를 가지고 추정하거나 또는 출생수를 조사된 인구로 추정하는 것도 가능하다. 당연이 이 두짝의 수치들은 동일한 「코호트」의 사람들에 관한 것이어야 하기 때문

에 이는 연령별 조사인구수가 발생년도별 출생신고수에 부합한다는 것을 필요로 한다.

예를 들어 전년도 1년중에 신고된 출생수를 근거로 했을 경우 몇명의 영아들이 「센서스」에서 헤아려 질 것으로 기대될 것인가? 이에 대한 해답은 실제인구와 생명표간에 존재하는 것과 같은 유사성에 의존한다. 생명표에서는 L_0는 영아기간중 생존한 인-연수를 표시하고 지정시점에서의 영아인구의 해당한 L_0는 생명표「코호트」의 출생수를 나타낸다.

$\frac{P_0}{B} = \frac{L_0}{L_0}$가 성립하는 것으로 가정하고 여기에서 P_0는 어느 특수시점에서의 영아수 그리고 B는 전년도 12개월동안의 출생수이다.

영아추정수는 $\bar{P}_0 = B\left(\frac{L_0}{L_0}\right)$ 이다. 그리고 영아 조사에 의거한 전년도 출생수 추정치는 B는 $P_0\left(\frac{V_0}{L_0}\right)$와 같다. 출생수와 조사된 인구가 동일한 「코호트」의 사람들을 대상으로 한 것이 될 정도로 적절히 부합된다면 추정치들은 언제나 더 긴기간에 걸쳐서 작성될 수 있다.

일반적으로 $\frac{P_x}{B} = \frac{L_x}{L_0}$ 가 성립되는 것으로 가정되며 자료들을 정당한 「코호트」의 사람들에게맞도록 하려면 몇가지 특별한 조치를 취하는 것이 가끔 필요하다.

출생은 역년(1월부터 12월까지)별로 통상신고되는 것이므로 출생신고는 보통 「센서스」에서 연령별로 헤아려지는 「코호트」와 맞도록 재편되여야 한다. 출생통계가 그들이 일어난 월별로 또는 계별로 집계되여 있다면 이는 쉽게 이루어진다.

그렇게 안되어 있다 해도 출생은 개략적 재배정될 수 있다. 예를 들어 1949년3월부터 1950년4월에 이르는 기간중의 출생수는 1949년중에 신고된 총출생수의 3/4과 1950년에 신고된 총출생수의 1/4을 합한 것과 대략같다.

이러한 활당들은 동년도 「센서스」날자의 형편에 맞도록 변경되어야 한다. 인구추정치들은 두가지 종류의 필요성을 충족시켜준다. 그들은 행정적 결정에 관한 더 한층 깊은 연구 또는 지도방침에 필요한 수치들을 제공해 주고 상이한 통계「쏘스」의 일관성을 다루어 보는 검증도 가능케 해준다.

모든 국가의 현존통계 기록에는 차이점이 존재한다. 「센서스」가 실시되고 있지 않는 또는 「센서스」의 결과가 완전히 집계되기전의 날짜에 인구규모를 알 필요가 있을 수도 있다. 행정적 계획은 그런 수치들을 요구할때가 가끔있다.

국민학교 운영에 필요한 추정학령 아동수 및 매년 최저 취학년령에 도달하는 아동의 수는 생명표의 도움을 빌어 연도별 출생기록으로부터 산정될 수 있다. 노동력인구의 장래규모는 경제예측의 지침으로 가끔 추산된다. 연령별 장래 인구추세에 관한 연구에 있어서도 대부분의 경우(출생과 인구이동에 관하여 몇가지 더 추가적인 추정치가 작성되어야 하지만) 5세간격 계층마다 적용되는 이 방법이 사용되고 있다.(생명표는 장래 출생할 가능성이 있는 「멤버」를 알아내기 위하여 잠재적 부모의 장래수와 인구이동량을 추산하는데 사용되기도 한다) 만일 출생신고수가 신뢰될 수 없다면 생명표나 5세이하 또는 10세이하의 조사인구에 근거를 둔 과거 5년내지 10년동안의 연간 출생수를 추정해 보는 것이 합리적일는지도 모른다.

상호 독립적인 두개 이상의 통계적 출처를 가진 상이한 날짜의 자료들 사이에 상위점이 있지 않는가 하는 의심이 든다면 생명표는 이들간의 일관성을 검증하는데 가장 중요한 근거가 된다. 그 첫번째 조치는 출생연도별로 어느 「코호트」에 속하는 가를 밝혀 내는 일이다.

이는 자료들이 그 출처에 상관없이 동일한 「코호트」에 관한 것이어야 하기 때문이다. 생명표는 양 시점간의 기간중의 사망에 의한 손실 가능성을 표시하고 있다. 이에 입각하여 한 「쏘스」로 부터 도출된 추정치가 다른 「쏘스」로 부터 얻어진 관측치와 대조 검증된다.

단일에 생명표가 현실에 부합하고 인구이동을 통하여 증감이 일어나지 않는다면 이 비교는 모순의 유무를 가려내는 검증의 역할을 해준다. 단일에 「쏘스」들 간에 일관성이 있다면 그들의 정확성을 의심케하는 뚜렷한 원인은 없어진다.

단일 그들이 서로 다르다면 상위량은 그들중의 한쪽이 가지는 오차의 압리적 치수가 될지도 모른다. (이는 3:9 및 3:10에서 설명되고 있는 검증법의 근거가 되고 있다.

이 추정치들을 작성하는 기술은 사망력에 관한 한 매우 간단하여 별다른 특별한 문제를 제기하지 않는다. 그러나 그 기술은 용면에서 퍽 남용되고 있다. 이는 이 추정치들의 사용목적과 그 전체적 성격을 잘못 해석한데 그 일부의 원인이 있다. 수많은 임의적인 요소들이 이점에 집중되여 있다.

문명이 생명표의 사망력상태는 될 수도 있다. 한 추정대상의 사망력과 유사해야 한다. 그러나 동선택의 지침이 될 만한 것은 거의 없다.

더구나 생명표는 그 적용에 있어 고유의 결함을 가지고 있다. 생명표는 동시에 사망률에 입각하고 있으며 연속적인 수년간의 사망률을 표시하는 것으로 되여 있다.

사망력은 변화하므로 이 기술은 우리들이 틀렸다고 여겨지는 추정치를 도출해 낸다. 그러나 그러한 정보를 가진다는 것은 아무런 정보도 가지지 못하는 것 보다는 훨씬 유용한 때가 흔히 있다. 목표는 오차를 될 수 있는 한 최소에 머무르게 하는데 있다. 이 일을 수행해 낼 일반적 방법이 없다 하더라도 추정의 가정들이 가능한 한 철저히 설명되었다면 사용자들은 사전 경고를 받을 수 있게 된다.

(17) 생명표에서 사용되는 모형

가. " 정지인구 (Stationary Population) 제 4 장에서 생명표는 동일한 기간에 출생하여 각 연령을 거칠적 마다 사망력에 의한 점차적인 손실을 대상으로 하고 있는 가상적인 「코호트」에 속하는 사람들의 생명사로 규정되였다.

하나의 난 (Lx 또는 nLx) 은 각 연령간격 (계층) 에서의 생존인 - 년수 즉, 현존하는 사람들의 평균수를 표시한다. 그것은 어느 특정년도의 「센서스」 결과에 따라 연령별로 분류된 인구에 관한 수표와 비슷하다.

물론 생명표의 Lx 또는 nLx 난은 연령별로 분류된 가상적인 인구로 간주될 수 있다. 그러므로 그것은 각 연령별로 차례로 관측된 하나의 「코호트」라 하기 보다는 어느 시점에 현존하는 전체적 인구로서 다루어질것 같다. 그것은 하나의 특수 「케이스」가 된다.

가상적 「코호트」의 경우처럼 이 가상적인구는 어느 실제적인구의 구조에 의하지 않는 오로지 생명표의 고정적인 사망률에 의하여 연령별로 정해진다.

이 비율들은 꼭하나의 「코호트」의 경우에만 고정되는 것이 아니고 인구의 모든 「코호트」의 경우에 걸쳐서 고정되는 것으로 가정된다. 이와 마찬가지로 출생수는 매년 10,000 또는 100,000 으로 고정되어야 한다.

동 인구는 모든 인구이동으로부터 "봉쇄된 상태"에 있으므로 그 증감은 오로지 출생수와 사망수간의 균형이 유지된다. 이 균형 역시 고정되므로(매년도 출생수는 언제나 사망수와 동일함) 그래서 인구규모는 정지적이다. 더구나 각 연령계층의 규모도 정지적이다.

다시 말해서 각 연령계층의 생존인-년수는 본래의 생명표 「코호트」의 인-년수와 언제나 동일하다. 그러므로 연령구성 역시 정지적인 것이다. 항구적으로 변치 않는 상태의 출산력, 사망력 및 전체적 규모를 가진 가상적 모형의 인구는 "정지인구"라고 불리운다.

그것은 완전히 하나의 생명표의 자료로부터 도출된다.(생명표는 남성 또는 여성 정지인구별로 자료를 제공해 준다. 남, 여 양성을 모두 포함한 정지인구를 작성하기 위해서는 그들이 어떤 일정한 비로 혼합되여야 한다. 이 비는 보통 실제인구의 출생성비 (Sex Ratio of Births)이거나 단순한 임의적 비인 1.05:1 이다. 각 연령의 남성인-년수(nLx)에 동비를 곱하여 그 결과를 동일 연령의 여자의 인-년수에 더한다.

그 결과는 이 성비가 언제나 빠짐없이 그 출생의 성비로 되였

늘 경우에 형성되는 정지인구의 남성과 여성을 혼합하는 것이 된다. 각 연령에 도달하는 연간 인구수는 Lx 난에 표시되는 각 연령의 사망수는 dx 난에 제시되여 있다.

연령별 연앙 인구는 Lx 난이다. nLx 난에 표기되여 있다. 이 난의 제수의 총화는 0 세 (To)에 있어서는 Tx 난의 첫줄에 표시되어 있는 바와 같이 정지인구의 전체규모가 된다. 물론 조사사망률은 연간 사망총수를 이 전체인구로 나눈 것이다. 매년도 출생수는 Lo 즉, 통상 10,000 또는 100,000 이다.

이리하여 조출생률은 $\frac{Lo}{To}$ K가 된다. 인구는 정지적이므로 연간 출생수와 사망수는 매년 동일하고 사망력도 마찬가지로 $\frac{Lo}{To}$ K와 같아진다. (출생시의 평균여명은 $\frac{To}{Lo}$이므로 사망률과 출생률은 공히 $\frac{L}{\theta o}$K와 같다. (주: 그것들은 반드시 언제나 실제인구의 출생률 및 사망률과 동일해질 필요는 없다.)

정지인구는 그 자체의 연령구조를 가지고 있고 동구조는 생명표가 입각하고 있는 실제인구의 연령구조와 상관없이 정해진다. 단일 연령구조가 다르다면 출생률과 사망률은 다소 달라진다. 인구모형은 어디에 사용하는가? 그것은 자체를 제약하는 가정때문에 제한된 기술적 가치를 지니고 있다.

특히 자연증가(출생과 사망간의 균형)는 임의적으로 0으로 한다. 사망자수는 생명수의 구조로 정해진다. 출생수는 정확하게 동일한 수치로 고정되며 조출생률은 언제나 조사망률과 같아져야 한다. 그와 같이 현실 세계의 출산력과 사망력간에는 그다지 서로 밀접한 관련이 없음으로 정지인구는 그다지 현실에 충실한 모형은 아니다. 그 응용의 주된 목적은 제조건을 이렇게 고정할때 거기에 근거를 둔 인구의 구조는 어떻게 될 것인가를 표시하는데 있다.

이 구조와 사망력을 경험한 실제인구의 구조를 비교하거나 실제 인구의 이러한 조건들로부터 벗어날 경우에 생기는 차이가 무엇인가를 관칙해 보면 어떤 사실을 알게 되는 일이 가끔있다. 정지인구는 또한 동일한 사망위험하에 있으면서도 부단한 출생의 흐름으로 유지되는 인구의 규모(꼭 100,000이 아닌 어느 주어진 크기의 기수를 가지고 시작되는 생명표를 단순히 작성함으로써)도 보여 줄 수 있다.

나. "안정인구" 정지인구의 또 하나의 용도로는 그 보다 덜 제약된 종류의 모형으로 발전시키는 일을 들 수 있다. 가상적인구는 꼭 정지적일 필요가 없다. 그것은 상호 독립적인 경로를 가진 사망력과 출산력으로 작성되여 약간의 연감 증감이 허용될 수 있다 영, 미의 관용어로는 이 종류의 모형은 "안정인구"라고 불리워지고 있다.

그것은 정지인구의 많은 특징을 보유하고 있다. (그 가정들은 계속 고정된 상태로 남아 있고 연령구조는 확실하다.) 그러나 그것는 보다 복잡한 절차로 도출되고 있다. 안정인구는 가정된 연령별특수출산율과 사망률이 변동없이 지속될 경우 하나의 가상적인구가 지니게 될 영구적인 구조를 나타낸다.

그것은 완전히 이 출생률과 사망률로부터 도출되며 인구이동으로부터 봉쇄되여 있다. 그리고 어느 실존하는 인구의 구성에도 의존하지 않는다. 안정인구는 출산력과 사망력을 단 하나로 충분한 도식속에 몰아 넣는데 성공하고 있다. 그것은 인구통계(Demography)에서 이제까지 고안된 모형중 가장 야심적인 것이 되며 생명표의 가장 야심적 응용이 되고 있다. 그것이 지니는 연구상의 실제적 의의에 대해서는 의견이 일치하지 않고 있다.

그러나 그것이 여러인구과정간의 관계에 관한 지식을 개발하는데

크게 도움을 주었다는 것은 의심할 여지가 없다. 그러므로 우리는 연구분석에 대한 최근의 저술들을 이해하기 위하여 안정인구의 성질을 분명하게 이해하여야 한다.

(18) 조사망률 (Crude Death Rate)

사망력분석의 대부분은 생명표의 도움없이 수행되고 있다. 다른 측정들도 최소한 동등한 실제적 가치가 있고 편의상 그 사용이 요망되는 경우가 흔히 있다. 그러나 정밀하게 만들어 놓은 생명표와 몇가지 다른 사망력지표 사이에는 상당한 큰 거리가 있다. 그리고 동일한 문제들을 이런 여러가지 방도로 다룰 수 있다는 것은 몇가지 위험성을 반드시 내포하고 있는 것이다. 이러한 방법가운데 가장 일반적인 것이 조사망률이다.

그것은 사망력의 일반적 수준을 논하는데 잘 익혀져 있는 1,000명당 사망수를 나타낸다. 높은 조사망률과 낮은 조사망률 사이에는 넓은 폭이 있다. 그러나 "높다" "낮다"의 구별은 절대적 또는 영구적인 의미가 있는 것이 아니고 단지 하나의 편의적인 것이 불과하다.

근대적인 기록이전의 시기만 하더라도 40이상의 사망률이 아마도 정상적인것 같은데 오늘날에서는 이는 매우 높은 것으로 간주되고 있다. 오늘날에 있어서는 조사망률이 인구 1,000명당 7내지 10정도의 낮은 조사망률이 수개국에 의해서 이루어 지고 있고 10내지 15의 율은 거의 모든 국가들이 이룰 수 있는 것이다. 그러나 이런 낮은 사망률은 가장 발달된 값비싼 의료 및 위생시설이 있음으로써 기대되는 것이며 그러한 조건이 결여된 곳에서는 지극히 낮은 사망률이란 기대될 수 없다.

전체 연앙인구에 대한 연간 사망수에 비인 조사망률은 사망신고 자료에 입각하여 도출될 비율가운데 가장 개괄적인 종류의 것이다. 그것은 하나의 단일수치로서 전체인구가 가지는 사망의 빈도를 나타내는데 편리한 하나의 비율이지만 그것이 지니게 되는 결함등은 물론 그 주요한 장점들도 이 사실로부터 유래한다.

조사망률은 많은 이점을 가지고 있다. 방금 언급한 바와 같이 그것은 전체인구의 사망력의 수준을 표시한다. 그러한 이해로 동률은 연감이나 일반적 통계출판물에서 사용되고 있는 사망력의 통상적인 지수이다.

그의 의미는 일반대중에게 널리 알려지고 있다. 그것은 손쉽게 그리고 신속히 산출되며 동태율에 관한 간단한 최소의 자료를 필요로 할 따름이다. 상세한 분석이 철저히 이루어진 경우일지라도 조사망률은 사망력의 수준이나 추세에 관한 예비적 지식을 주는 일이 가끔있다.

자료의 검증이 채 끝나기전에도 임시적인 결과는 알아낼 수 있다. 이 단계에서는 나중에 틀린 것으로 밝혀진다 하더라도 장차 어떤 연구를 해야 할 것인가를 결정하는데 값있는 역할을 한다. 한편 이 간결성때문에 조사망률은 두가지 중요한제약을 받는다. 그것은 사망력이 광범하게 서로 다른 많은 인구계층들을 모두 하나로 혼합해 버린다.

그런데 사망력연구에 관한 주요한 결과들은 이 인구구성 요소들을 더 세부적인 분석방도로 따로 따로 검토하는데서 얻어진다. 둘째로 조사망률은 하나의 평균치인 만큼 이 요소들을 무차별하게 혼합해 버리기때문에 이로 인해 큰 계층의 사망경력에는 물론 극단적으로 높거나 또는 극단적으로 낮은 사망력 경력에도 과중한 비

중이 주어진다. 이리하여 조사망률의 수준은 측정대상의 사망력 수준뿐만 아니라 사망력을 달리하는 사람들의 분포에 의해서도 영향을 받는다.

예를 들어 인구 1,000명당 정확하게 16의 조사망률을 나타내는 나라가 2개국이 있다고 하자 그렇다면 이는 사망력의 일반수준이 이 양국에서 동일하다는 뜻을 말하는 것일까 인구 1,000명당 평균사망수 이 두나라의 경우 똑같은 16이므로 얼핏 보기에는 그렇다고 할 수 있다.

그러나 한쪽 인구는 보다 큰 성인 인구구성을 지니고 있다고 하면 (이 연령의 사망수는 전체적 사망력에 다대한 공헌을 하기 때문에) 이런 인구구성은 조사망률을 보다 높이는 경향을 띤다. 사실상 이 두인구의 사망력형태는 조사망률이 밝혀 줄 수 없는 명확한 차이가 있을 수 있다.

우리들은 조사망률에 입각하여 사망력수준에 관한 광범한 설명을 할 수 있고 또한 사망력의 추세나 형태에 관한 예비적 결론에 도달할 수 있다. 그러나 그것은 연령신고의 정확성에 좌우되지는 않기 때문에 이 상세한 점들이 검증되기 전에도 사용될 수 있다 그렇다고 연령신고의 부정확성을 찾아내는데 도움이 되지도 않는다 조사망률은 연간계간변동을 관찰하는데 퍽 좋다.

그것은 그러한 기간은 정상적으로 너무나 짧다. 인구구성상의 중대한 변화를 나타내지 못하는 까닭이다. 이런 변화가 일어난 경우 특히 연령 계층이나 독특한 사망력 경력을 지닌 다른 계층에 교체가 일어났던 경우에는 언제나 사망률은 신통치 못한 사망력 지표가 된다.

한인구의 단일수치를 이용하여 영구성의 차이를 참작하여 조사망

률과 연령별 조정 또는 "표준화" 한 세부적인 사망률과의 조정이 때로는 가능해진다. (28참조)

조사망률의 징후에만 의존하여 극히 결정적인 결론을 짓는다는 것은 안심할 수가 없다. 조사망률이 지니고 있는 제약때문에 사망력에 관한 철저한 연구는 이 단계를 넘어 다음 계절에서 설명되는 몇가지 비율로 옮겨가지 않으면 안된다.

(19) 연령별 사망률

정확성을 높일려면 더 많은 정보를 제시해 주는 더욱 상세한 비율을 필요로 한다. 이런 점에서 가장 큰 단일조치는 연령별 차이를 고려해 보는 일인데 이는 사망률을 남녀별로 별도로 작성하여 "연령별, 성별, 특수사망률(Age-Sex-Speeiqie Deoth Rate)이 되게 하면 보통 이로운 점이 많다.

그렇다면 연령별, 성별, 특수사망률은 사망력 연구에 어떠한 도움을 주고 있는가? 한 인구의 소속원들간에서 찾아볼 수 있는 사망위험성의 큰 차이는 연령과 관계되어 있다. 연령별로 사람들을 구분해 보는 일은 이런 사망률의 다양성이 지니고 있는 숨은 효과를 감소시키는 지극히 효율적인 방도이다.

물론 그것은 인구의 연령별 구성에 의해 하등의 영향을 받지 않은 사망률을 산출해 내는 유일한 방법이다. 그리고 연령별 특수사망률은 인구상호간 또는 인구계층 상호간의 비교에 필요한 귀중한 근거가 된다. "연령별 특수사망률"의 형을 검토해 봄으로써 사람들은 가끔 자료가 흔히 지닐 수 있는 결함에 관해 의견을 형성할 수 있게 된다. (주: 어떤 형의 연령별 사망률은 이런 결함이 있는 것으로 예상되기가 보통이다. 그것들이 나타내지 않는다면 자료의

오류나 누락이 있다는 것을 뜻하는 것이 될 수 있다. 영아사망률은 그 후인 소년기의 사망률과 비교하여 높은 것이며 15세이하의 인구의 사망률은 가장 낮다.

거의 모든 연령에 걸쳐서남성의 사망률은 여성의 사망률보다 큰 것으로 예상되고 있다. 그리고 이런 남성 양성간의 차이는 전형적으로 노년기에 가장 커진다. 이러한 규칙성은 쓸모 있는 지침이 되지만 이런 징후로 자료의 정확도를 평가한다는 것은 단순한 추측에 불구하는 일이 된다. 그들은 무엇이 정확한 형태라는 것을 밝혀 주는 단서를 줄 수 없을 뿐 더러 개략치로 끌어 올려 주는데 필요한 조절의 실마리로 제공해 주지 못한다. 인구구성의 원치 않는 결과를 제거해 주는 일 이외에도 연령별 특수사망률은 몇가지 중요한 측면을 가진 연령별 사망력 분포를 표시한다.

노령기에는 육체적 쇠퇴가 일어나기 마련인데 마찬가지로 연소기인 영아들 사이에는 치명적인 병환에 대하여 무력할 정도로 감염률이 높다. 그러므로 사망률은 정상적인 일생을 놓고 보면 연소기와 만년에 비교적 높은 것을 찾아 볼 수 있다. 결혼, 경제활동, 여행 및 여가등이 비교적 일생의 일정시기에 일어나고 잘 알려진 연령별 사망률을 형성하는데 가담하고 있다.

그러므로 연령별 사망률은 주 목적이 사망력의 어느 다른 측면을 연구하는 경우일지라도 산출해 볼만한 값어치가 충분히 있을때가 많다. 그들은 생명표의 사망력률과 꼭같은 자료를 제공해 준다. (주: 생명표들은 이런 종류의 사망률로부터 작성되는 것이 통상이므로 그렇게 안될 수 없는 것이다. 물론 사망률과 생명표의 사망력률은 꼭같은 수치가 아니다.

두가지 인구의 사망력은 그 한쪽의 연령별 특수사망률과 이에

대응하는 다른 쪽의 qx의 수치를 비교하는 방도로 분석한다는 것은 아무런 의미가 없다.

연령별 특수사망률은 자세한 정보를 얻는 방도이므로 필연적으로 그 내용이 "어느정도" 상세해야 할 것이며 그 연령간격은 어느 정도 협해야 할 것이며 그 연령간격은 어느 정도 협소해야 할 것인가 등의 문제점이 있다.

그렇다고 이런 선택이 일반적 규칙에 얽매일 수는 없는 일이다. 연령간격은 원자료의 양식에 따라 제약되기 마련이므로 결정의 범위도 그다지 넓지 못하다. 주로 이 이유때문에 5세간격이 연령별 특수사망률에 있어 가장 흔히 사용되는 양식이 되고 있다. 관례적 5세간격은 주요한 형태의 연령별 차이를 표시하고 있으며 자료들은 보통의 경우 세부적인 종류의 연령간격 사용 이유를 합리화시켜 줄 만큼 정확하지 못하다.

그런데 철저한 연구를 위해 일생을 영아기, 연소기, 근로기 또는 재생산기, 노령기의 4기로 나누어 사망률을 각 기별로 각각 다루는 수도 있다.

(20) 영아사망력의 분석

생후 최초년도의 사망력은 가장 큰 관심의 대상이 된다. 그 근거 기록은 막연하고 산출방식은 다르기때문에 이는 불가피한 일이다. 뿐만 아니라 영아사망력은 비교적 많은 수의 생명을 앗아가고 있다.

제법 낮은 사망"율"이라고 할지라도 영아는 전체인구의 매우 큰 부문을 차지하고 있기 때문에 상당한 수의 영아사망을 뜻하는 것이 된다.

영아부문의 사망률이 높은 경우에는 영아사망수는 전체사망수의 아주 큰 몫을 차지한다. 영유아의 관한 모든 동태기록에 다소 분명치 못한 관계로 그 정확성에 관하여는 계속적인 보류가 필요하 하다. 이에 관하여는 첫째 출생직후 사망한 아이들은 출생으로도 또는 사망으로도 신고되지 않는 경우의 문제가 있다.

둘째로 생존출생 (Live Birth)이 무엇 인가에 관하여도 분명치 않은 경우가 가끔있다. 영아사망 사산 (Still Birth) 그리고 유산 (Abortions)을 구별하는 문제에 관하여도 의학 전문가들의 의견이 구구한 형편이다. (주 : 국제기관들은 이 기록들을 표준화하는 규정을 고안해 내는데 협조하여 왔다.

그러나 이 일은 이루어지기 힘들며 특히 의료기관의 도움없는 출생이 수두룩한 곳에서는 더욱 그러하다. 규칙자체가 아직도 전체적으로 전세계에 걸쳐 일정한 것으로 되여있지 못하다.) 사망신고의 결여는 영아의 부문에 집중되는 경향이 있으며 영아들 중에서는 출생후 2, 3시간또는 2, 3일 밖에 안되는 경우에 가장 집중되고 있다.

자료가 지니는 이런 오차는 영아사망력을 분석하는데 곤란을 주는 끊임없는 원천이 되고 있다. 그러나 제법 완전하고도 정확한 자료가 이용될 수 있다고 하더라도 영아사망력을 측정하는 비율의 산출에는 몇가지 특별한 문제가 있다. 그런데 집중적인 관념은 생명표의 영아사망률(90)이다. ((4) 참조)

그러나 자료들이 필요한 양식으로 구비되는 일은 드문일이며 이것이 계산상 긴요한 실제적 근거가 되지는 못하고 있다. 그 대신 그것은 거의 언제나 해당 연도중의 총출생 신고수에 대한 영아사망수의 비인 " 영아사망률" 로 측정되고 있다.

하나의 동태율로서 이것은 보통 "형"의 연령별 특수사망률과 생명표에서 규정된 것과 같은 영아사망률의 중간에 해당되는 혼성률이다. 영아사망력을 분석하면서 당면하는 애로의 다수는 이 사실에 그 원인을 찾아 볼 수 있다. 관찰된 영아사망률은 높은것에서 낮은것에 이르기까지 광범한 범위에 걸쳐있다.

그들은 같은 인구의 경우일지라도 남성측비율이 여성측비율 보다 일반적으로 더 높다. 남, 여 양성에 있어 (1,000의 출생당) 250내지 300 또는 2 이상의 율로 사망하는 것이 대부분의 인구의 전형적인 것으로 된 때도 있었는데 이는 아이들이 한살이 되기전에 2 $\frac{1}{4}$내지 $\frac{1}{3}$ 이 죽는다는 것을 의미한다. 그러나 영아사망력은 오늘날 수개국에서 20 ~ 40의 사망률정도로 떨어져 있다. 200 이상의 영아사망률은 이제 찾아 보기 힘들게 되였다. 가령 그런 수준의 사망력이 어느 지역에서 지속될 가능성이 있다고 할지라도 그것이 신뢰될 수 있을 만큼 기록되여 있는 것은 없다. 개선의 가능성과 그에 필요한 기술적 지식이 광범하게 인정되고 있다.

그러므로 가일층의 사망률 저하가 현재 사망률이 최고와 최저사이에 있는 국가에서 기대될 수 있다. 사망률이 변화하고 있는 환경에서는 영아사망력은 아마도 계속 크게 관심을 끌게 되므로 영아사망률의 특성을 상당히 자세하게 설명하는 것은 요망스러운 일이다.

영아사망률은 편의상 채택된 것이지만 매우 유용하다. 만일 우리들이 더 정확한 영아사망력 측정과 영아사망률과의 관계를 잘 알고 있다면 영아사망률은 그 결점이 있음에도 불구하고 더 낮게 평가될 수 있다.

2 : 15에서 설명된 바와 같이 1년중에 발생하는 영아사망률은 "2개" 연도의 「코호트」의 사망수를 나타낸다. 이상태는 다음 도표를 통해서 설명되고 있다. 도표에서 소첨자(小添字)는 출생과 사망이 일어났던 연도를 표시한다.

	출 생 수	영 아 사 망 수
1 차 년 도	B_1	D_1' D_1''
2 차 년 도	B_2	D_2' D_2''
3 차 년 도	B_3	D_3' D_3''

2차년도중에 발생한 영아사망자수는 D_2' (동년중에 탄생한 영아)와 D_2'' (2전년도인 1차년도의 탄생한 영아)이다. 1차년도에 탄생한 어린아이들중의 영아사망은 그 일부가 1차년도에 발생하였지만 (D_1') 남어지 일부는 이 영아 「코호트」의 모든 소속 영아가 그들의 첫 돐을 맞이하기 전의 제2차년도중에 발생하였다. (D_2'') 이 도표의 기호법을 사용한다면 (위에 설명된) 영아사망률은 $\frac{D_2'' + D_2'}{B_2}$ K이다. 여기에서 출생과 사망은 그 전부가 동일한 「코호트」에 속하지 않는다는 점에 유의해야 한다.

어느 일년의 출생수(예를 들어 B_2와 같은)중 영아로 사망하는 자의 구성비는 $\frac{D_2' + D_3''}{B_2}$ 이다. 그것은 2개 역년도 영아사망의 부분들을 재 배열해 봄으로써 산출된다. (이런일은 그것들이 연령은 물론 출생년도에 따라 집계될 경우에만 가능하다.

(11) 참조 이는 영아기간중의 한 「코호트」의 완전한 경력을 나타내는 것이며 정확하게 생명표의 영아사망력 (90)의 관념에 해당한다. 그러나 그것은 2 차년도의 사망하게 될지도 모를 모든 영아를 (B1 및 B2)의 경력의 일부만을 대표할 따름이다.

이 이유때문에 동률은 영아사망력의 측정으로는 보통 쓰이지 않고 단일 역 1 년의 사망률을 계산하게 된다.

"정확" 하고 어느 주어진 역년(그리고 그 해에 한해서)의 사망수에 의거한 영아사망력률을 계산하기 위해서는 분명히 모종의 특별한 조정이 필요하다. 영아사망률의 꼴을 바꾸어 이를 영아사망력률의 관념에 보아 가깝게 만들어 수는 두가지 방안이 있다. 그 중 하나는 그것이 분모의 「코호트」에 부합하도록 분자를 조절하는 일이고 나머지 한가지는 그것이 분자에 해당하는 「코호트」에 부합하도록 그 분모를 조절하는 일이다.

2 차 역년도의 율을 계산하려면 두개의 「코호트」(B_1 및 B_2)의 사망력 경력중 그 2 차년도 중에 발생한 부분만을 추려서 합하지 않으면 안된다. 분모의 두 「코호트」를 부합시키게 하기 위하여 분자의 사망수를 분리해 버린다면 영아사망력률은

$\frac{D_2''}{B_1} + \frac{D_2'}{B_2}$ K를 통해 산출될 수 있다. (엄격히 말하자면 두 「코호트」의 경력부분을 이러한 방법으로 합함으로써 계산해내는 것은 정확한 것이 못된다. 사망하는 부분대신 생잔하는 부분을 사용하면 그들은 승산을 통해 합해져야 한다.

그러나 그 실제적 차는 무시할 수 있다. 그리고 이렇게 상세하게 완전한 정확성을 주장하는 것 보다 이를 근거로 하여 설명해 나가는 것이 더 중요하다.)

그런데 1년간의 사망중 이 두 「코호트」의 각각에 속하는 부분을 정확히 가려 내지 못하는 경우가 아주 빈번하다. 이 두 부분은 또 다른 인구의 자료 또는 동일 인구의 다른 자료에 의거하여 개략적으로 구분될 수도 있다.

이러한 보충자료들은 비율계산에 사용되며 "분리계수"(Seperation Factor)라고 불리우는 $f = \frac{D_2''}{D_2'' + D_2'}$ 의 비율을 계산하는데 사용된다. 2차년도중의 영아사망 총수에 f를 곱하면 D_2''의 추정치가 나오고 사망자총수에 (L - f)를 곱하면 D_2'의 추정치가 나온다.

이리하여 사망력률은 $(\frac{fD_2}{B_1} + \frac{(L-f)D_2}{B_2})$ K가 된다. 추정되는 분리계수 f는 상당한 오차를 지닐 수도 있어 비슷한 수준의 영아사망력을 지닌 인구로부터 산출되어야 한다. 그러나 보통정도의 오차는 사망률에 극히 근소한 영향을 미친다. (아무런 보충적 자료가 없을 경우에는 사망력률을 그다지 심하게 의곡할 위험성이 없이 f에 30이라는 임의적인 수치를 배정할 수도 있다. 그러나 이와 같은 순수한 임의적인 조절이 영아사망률에 대한 개선책이 될는지의 여부는 언제나 확실치 않다.)

2차년도의 사망수와 관련되는 출생수만을 포함시키기 위해 분모를 조절하는 두번째 방법은 언제나 추정을 필요로 한다. 우리는 각 출생「코호트」(B1 및 B2)의 어느 부분이 2차년도의 영아사망총수에 기여하였는가를 추정해 보아야 한다. 정확한 분리인수는 알려져 있지 않으나 그것은 때때로 알려져 있는 사망수에 관한 분리인수와 거의 동일한 것이 되는것 같다.

이두 인수들이 서로 같다고 가정하고 B1과 B2가 동일한 인수

로 문리 될 수 있다면 이 사망력률은 $\frac{D2}{fB1+(L-f)B2}$ K

(여기에서 D2는 2차년도의 영아사망총수 즉 $D2''$ + $D2'$ 이다) 라는 식을 통해 산출된다. 문리인수의 두 부문을 혼동하여 그들을 B_1 및 B_2에 적용하는데 있어 그 순서를 틀리게하는 일이 없도록 주의가 필요하다.

이런 조절의 목적은 흔히 쓰여지는 영아사망률의 결함을 교정하는데 있다. 실제적인 면에서 영아사망률의 불정확성은 - 영아사망수를 그의 해당출생 「코호트」에 맞추어 주지 못하는 것 - 영아사망의 위험성이나 연간 출생수가 급격히 변동하는 시기를 제외하고서는 그다지 크지 않다.

이러한 시기에서는 주어진 연도의 영아사망률이 상당히 의곡 될 수 있다. (방금 설명한 두가지 형의 혼성률는 문리인수(f)가 사용되는 경우에는 조금 이그러질 것이다. 그 까닭은 그 율들이 1년이내의 변화문포를 참작하고 있지 않기 때문이다.)

그러나 위에 산출된 조절법으로 이 혼성률들은 산출해 낸다는 것은 힘든 일이며 이 조절 자체도 의심스런 정확성도를 가진 추정치에 의거하고 있다.

그런데 매년 한 차례식의 아수 예민한 일련의 관찰이 필요하지 않는 한 이런 정밀성은 쓸모가 없다.

$\frac{D_1+D_2+D_3}{B_1+B_2+B_3}$ K의 식을 통해 3년이내의 종합기준 기간에 관한 영아사망률을 산출해 내면 만족할 만한 정도의 정확도가 달성된다. 이 기준기간의 초기와 말기(D_1'' 및 D_3')의 경우를 제외하고는 연속적인 역년에 관한 자료들을 결부시키면 사망수들은

적절한 출생수에 맞추어 진다. (이 영아사망률은 일종의 평균치이기 때문에 그 「코호트」가 동등한 크기의 규모로 되어 있지 않다면 그로 인하여 다소 이그러질 수 있다.

그러나 이그러졌다 해도 그 정도는 만일 연도별 영아사망률들의 이그러진 정도에 비하면 아주 적다.)

표4에서 이들의 다른 꼴들의 일론에 관한 자료로 설명되고 있다. 이 자료들은 동일한 원리가 여성의 사망 또는 양성을 합한 경우의 사망에 적용되는 것이지만 오로지 여성의 경우에 극한된 것 만을 보여 주고 있다. (K의 수치는 1로 정해졌고 따라서 모든 비율은 소수가 되고 있다.)

이 자료들로부터 산출되는 네가지 다른 종류의 비율이 이 표의 아래쪽에 제시되고 있다. 이 예제에서 그 결과들은 모두 매우 밀접한 관계에 있음이 분명하다. (A)형의 비율들이 최대량으로 다르지만 그들은 연도별 「코호트」의 완전한 사망력경력(한살되기 전에 사망하는 정확한 부문)을 대표한다는 것을 상기해야 한다.

그런데 이들은 한 역년의 인구사상에 국한되지는 않는 다른 점에서 달리 정의된 사망력인 것이다.

더 중요한 것은 1949년에 근소한 상승이 있은 후 1950년에 출생수의 감소의 효과이다.

1950년도의 영아사망률은 그 분자가 보다 큰 1949년도의 「코호트」에 속하는 일부 사망수(21,417)를 포함하고 있기 때문에 조금 지나치게 높은 편이다.

그 분자(B형)나 분모(C형)에 조절이 가해질 때는 1950년의 율은 보다 정확해 진다.

만일 이 기간중 출생수의 변동이 더욱 커지거나 또는 영아사망력 수준이 더욱 높아지거나 그 감퇴가 더욱 빨라 진다면 영아사망률은 여기에서 제기되는 어긋남 보다 훨씬 큰 규모로 이그러질 것 같다.

<표 4 >

일본의 남자 영아사망력 (1948~1950)

연 도	생 존 출 생 수	영 아 사 망 수
1947	1,376,986	
1948	1,378,564	24,376 / 66,403
1949	1,380,008	24,978 / 66,444
1950	1,203,111	21,417 / 54,830

자료 : (상기 도표에 따라 배열되였음.)

비율 (제시된 방식에 따라 계산됨)

연 도	영 아 사 망 율	사 망 력 율			
		(A) $\frac{D_2^{I} + D_3^{II}}{B_2}$	(B) $\frac{D_2^{II} + D_2^{I}}{B_1 + B_2}$	(C) $\frac{D_2}{fB_1 + (L - f)B_2}$	(f) a
1948	·0659	·0663	·0659	·0659	(·269)
1949	·0662	·0637	·0662	·0663	(·273)
1950	·0634	6	·0611	·0609	(·281)

a . 분리인수 $f_2 = \frac{D_2^{II}}{D_2^{II} + D_2^{I}}$

b . 여기에 제시된 자료들은 이 율을 계산하기에 불충분하다.

출처 : 일본후생성 대신관방 통계조사부 발행 1947 , 1948 , 1949 , 1950 년도 동태통계집 , 제 1 부

어느 편을 사용할 것인가를 선택하는데 있어서는 이 관계들에 관한 몇가지 점만을 유의하면 족하다. 영아사망율은 어떤 인구의 영아사망력 수준을 표시하는데 보통 적절한 것이며 특히 3년이상이 기준기간용으로 작성되였을 경우 그러하다.

그것은 연간 변동상태를 측정할때 가장 오차가 생기기 쉽다. 연간변동상태를 서술하는대는 모종의 조정된 영아사망력율 사용하는 것이 이롭다. 그중의 두가지는 위에 시사되어 있다.

영아사망통계가 「 코호트 」 제로 구분되지 않는 경우에는 보정된 사망율이 가정된 분리인수로 산출될 수 있다. 위에 설명된 첫째 종류의 영아사망율 (첫돐을 보기전에 사망하는 「 코호트 」의 부분) 은 원리상 정확하지만 꼭 역년 1년동안에 발생한 인구역상에 의

거한 일반적인 비율관념에 맞지 않고 따라서 널리 관용되는 것도 아니다. 그것이 무엇이든간에 명백히 하기 위해서 언제나 계산절차를 설명해 두어야 한다. 〃영아사망율〃이란 단순한 용어도 그 의미가 전적으로 분명한 것이 아니다.

영아사망력을 측정하기 위한 이 논의의 제한된 범위를 넘는 몇가지 다른 제안들이 있다. 이 제안들은 여러가지 방도로 1세연령 계층의 사망력의 개개의 측면들을 분석해 보고저 꾀한다.

예컨대 영아사망력은 바로 출생직후 부터 시작하는 것이므로 그 일부는 출생의 환경에 영향을 받기 마련이다.

이 부분은 〃신생아사망력〃(Neonatal Morality)이라고 불리우며 통례적으로 생후 1개월간의 사망율로 측정된다. (관례적으로 신생아사망율은 해당역년중의 총출생신고수에 대한 연령 1개월(더 정확히 규정하면 28일간)이내의 연간사망수의 비이다.

생후 1개월이내 신생아 계층중의 보다 작은 부분의 사망력도 관심의 대상이 되는 것이지만 일반적인 신고자료로서 그와 같은 세부적인 비율을 작성하기에 적절한 것은 극히 드물다.)

신생아사망율은 전체영아사망의 큰 부분을 설명해 주는 까닭에 특별한 관심의 대상이 된다.

이상의 제안들은 자료가 허용하는 경우에만 채용되는 부가적인 정밀화로 부터 주로 설명되어 있다. 대부분의 국가에서는 영아사망력 측정에 있어서 오차의 근원으로서 통계의 결함이 방법상의 결함보다 훨씬 더 크다. 거의 어느 곳에서나 영아사망수가 과소신고되어온 증거가 있다.(때로는 신고 태만이 영아사망율은 물론 출생에도 영향을 미치는대 그 어느 쪽이든 다른 쪽보다 더 큰 영향을 받을 수 있다. 신고누락이 출생과 사망간에 동일하다고

가정해 본 들 아무런 도움이 되지 못한다.

그 까닭은 이렇게 한다하여 영아사망력 측정이 「바이어스」가 없는 공평한 것이 될 수 없기 때문이다. 완전히 간과된 영아들은 살아 남은 아이들이 아니라 사망한 아이들이다.

환언하면 이두 집단으로 부터 「바이어스」가 있도록 선택되었기 때문에 영아사망율을 지나치게 낮게 만든다.

이런 종류의 결함은 출생력 기록까지도 감소 시킨다. 신고누락은 영아사망력이 높은 곳에서 더욱 심하고 생후 2, 3시간후 또는 2, 3일내의 사망이 가장 빈번하다. 그 때문에 신생아의 사망일자는 가장 믿을 수 없는 결과를 초래하고 있다. (사실상 신생아사망율을 사용하는 중요 목적의 하나는 그것이 사망력의 하나로서가 아니라 영아사망자의 빈약한 신고의 증거로서다.

신생아 및 후신생아 (Post-Neonatal)에 관한 지극히 비통상적인 형태의 영아사망율은 영아사망신고의 불안전성을 가상하여 그 대비로 고려되는 극소수의 신뢰될 수 있는 범주의 한가지가 된다.

(21) 유아기의 사망력

영아사망력을 작성하는데 중요한 장애물은 이보다 높은 연령계층의 사망력 관찰에는 나타나지 않는다. 1세이상의 소아연령계층의 사망력산출은 간단히 곧 된다. 그것은 연앙인구에 대한 1년간의 사망수이다. 영아기를 넘는 첫번째 사망율은 1~4세 연령계층에 관한 것이 통례이고 그 이상은 5세간격이 보통 적절한 것이다.

영아기에 살아남고 2세가 된 유아들은 육체적 성숙기에 근접함에 따라 비교적 보호의 그늘이 짙은 환경을 향유하게 된다.

사망의 위험성이 최저에 머무르는 시기는 5 세부터 15 세 사이의 기간이나 소아들간에 나타나는 낮은 형태의 사망율은 특히 "완선" 생령표의 세부수치들을 통해 표시되고 있다. (표 1참조) 이 단계에서의 사망력은 아직 철저히 조사된바 없고 아마도 극소수의 인-년이 상실되고 있음으로 큰 수를 내포하고 있는 연령에 주의가 더 용이하게 쏠린다. 그러므로 나중 생활의 사망력 형태는 이들 소아연령기에 가인하는 것임에도 불구하고 이 주제에 관한 이용할 수 있는 증거는 거의 찾어 볼 수 없다.

(22) 노동년령 및 출산년령계층의 사망력

인간의 성년활동은 다소 후기 생애의 사망력에 영향을 미치기 시작한다. 이는 15 세부터 60 세, 또는 65 세까지 사이의 사망율에 의하여 입증되고 있다.

년령의 상승에 따른 사망율의 일반적 상승과 더불어 성별로도 다소 일정한 경향의 차이가 나타난다. 전형적으로 사람은 보다 중대한 손실을 입기 쉽고 보다 넓은 여러가지 위험성에 봉착하고 있다. 이 큰 연령 간격은 젊은이가 생계의 책임을 걸머지는 연령에서 부터 취업에서 은퇴하는 관계까지의 노동기간을 나타낸다. (그들의 사망력은 (14)에서 논의된바와 같이 그들이 종사하는 직업의 종류에 의해서도 영향을 받는다.)

부녀자 사망율도 역시 모종의 노동활동으로 영향을 받으며 활동종류의 차이를 반영하는 한편 그에 대하여 특히 자녀출산과 육아등과 관련된 모성건강에서 오는 손상도 반영한다.

성년여성의 사망력은 최대의 출산력을 가진 연령(15 세이상 40 세

미만) 근처에 집중하는 연령별 모형을 뚜렸이 보이는 때가 가끔 있다. (그러나 이런 종류의 보편적 모형은 없다. 부녀자들의 직업적 역활은 국가에 따라 광범하게 다르며 그들의 일반적 보건수준도 마찬가지로 다르다.) 이 연령계층에서는 그들의 사망율이 남자의 경우보다 높을 때가 종종 있다. 이런 여러가지 요인들이 미치는 영향들은 15 - 64 세의 연령범위내에서 일어난다.

그런데 이에 관한 보충적 자료가 드물기 때문에 이를 연령별 특수사망율만으로 관찰하게끔 준비되어야 한다.

(23) 노년기의 사망력

일생의 후반기에 있어서는 사망율이 연령의 상승과 더불어 급속히 증대한다는 것이 잘 알려져 있다. 나이가 이미 65 세 이상을 넘게 되면 사망율은 영아의 사망율보다도 높은 아주 고령게서 찾어 볼 수 있는 최고의 수준에 도달한다.

이 연령이 되면 다른 면에서는 퍽 다른 사망력을 보여주는 국가들 사이에서도 별다른 차이를 거의 찾어 볼 수 없게 된다.

그러나 노령으로 사망하는 사람의 수는 극소수임으로 이 높은 사망율은 많은 사망수를 나타내는 것은 아니다. (P·Vincent 의 논문 〃Ta Mortalite Des Viellords〃 Population 제 6 권 P.P 181-204 (Paris, 1951) 참조)

결과적으로 이 노령에 도달하기 까지 생잔한 사람들의 실질적인 부분을 매년 상실한다는 것은 이상한 일로 간주될 수 없다.

연령구조가 노인들의 문제를 특별한 공적 관심사로 느끼도록 만든 경우를 제외하고는 노령계층의 사망력은 철저히 연구된바 없다.

노인들에 관한 별다른 관심이 없기 때문에 이들에 관한 정확한 연령별 분류가 충분히 확보된 것도 없고 기록상으로 남아 있는 모든 자료가 적절히 출판되어 있지도 못하다. 이렇게 소홀히 취급되기 때문에 불완전하다기 보다는 불정확한 신고가 나오기 쉽고 노인들이 관한 세부적인 사망율자료가 마련된 경우일지라도 거의 쓸모가 없게 된다. 68세상 또는 70 세이상 인구의 사망율을 산출하는 것이 유일한 과정이 되는 수가 가끔 있다.

이렇게 큰 연령간격의 사망율은 퍽 조잡한 것이고 모든 연령의 인구에 관한 조사망율이 지니고 있는 것과 동일한 유형의 결점을 가지고 있다. 그것은 상이한 인구 또는 인구계층들을 상호비교하는데도 적절한 기준이 못된다. 이런 까닭에 연로들의 연령별특수 사망율을 알아 보도록 최소한 시도해 볼 것이며 단일 사망율로부터 극히 조심스런 결론만을 뽑아 내도록 하는 것이 요망스러운 일이 된다.

(24) 사망력의 추세

사망율은 다른 시기의 사망력도 서로 비교할 수 있게 해준다. 이는 변화나 추세 측정의 흔히 볼 수 있는 방도이다. (물론 사망율은 일정한 날까지가 아닌 기준기간을 설명한다. 거기서 생기게 되는 다소의 어긋남은 무시될 수 있는 것이지만 기준기간이 1년이상이 될 경우에는 그로 인해 혼동이 일어나는 수도 있다. 이러한 경우에는 사망율은 마치 그것이 기준기간의 중앙시점을 대표하는것 처럼 다루어 진다)

측정은 불가피하게 두 관측사이의 시간 간격의 길이에 의해서

영향을 받는다. 그러므로 예컨데 상이한 인구를 놓고 추세를 비교해 볼 경우에는 동일한 시간 간격을 두고 비교가 이루어져야 한다. 만일에 한쪽의 관찰이 10년의 간격을 두었는데 반하여 다른 한 쪽의 관찰은 12년의 간격을 두었다면 이 두 변화 사이를 판정한다는 일은 곤란하거나 불가능한 일이다.

「센서스」 자료들은 대부분의 경우 사망율을 포함하고 있는데 다행히도 많은 나라들은 10년 간격으로 「센서스」를 실시하고 있다. 근대적 의학과 위생시설 이전의 시기에는 사망력 수준의 간접적인 증거가 있었을 뿐이다. 그러므로 사망력은 꾸준한 변동이 아니라 상당한 변동을 보여 주었다. 한편 과거 2, 3세기 동안의 일반적인 사망력추세는 하강의 경향을 띠였다.

사망력의 저하는 어느 곳에서나 공공정책의 목표가 되어 있음에도 불구하고 이런 변화가 중단되는 일은 없었지만 어느 곳에서나 똑 같은 것은 아니였다. 신뢰할만한 관찰 기간은 짧았고 또한 최근의 일이다. 이런 제약이 있음에 불구하고 사망력 저하가 전파되는 형태 여러 지역 및 인구계층들 사이에서 찾어 볼 수 있는 하강속도의 차이 및 변화시기등에 관하여 많은 것을 알어내야 할 형편에 있다.

사망력변화 분석에는 어떤 특별한 방법들이 있는 것이 아니다. 어느 종류의 사망율도 추세를 표시하는데 사용될 수 있다.

그 선택은 조사된 사망력의 측면에 따라 결정되는 것이지만 이용될 수 있는 자료의 종류에 따라서도 제약된다.

별다른 적절한 정보를 입수할 수 없기 때문에 그다지 목적에 적합하지 않은 종류의 사망율을 선택할 필요가 있을 때도 있다.

신생아사망수에 관한 통계가 결여되였을 경우에는 일련의 영아사망율이 신생아사망력의 변화 여부를 가려내주는 역활을 하지만 이 두 종류의 사망율들이 정확하게 동일한 방도로 변화하지는 않는다.

이와 비슷한 이야기지만 〃산모의 사망력〃 (Maternal Morality) (출산에 따른 질환으로 인한 부녀자의 사망율)에 관한 상태도 이 원인에 따른 사망수에 관한 믿을만한 자료가 결여되여 있기 때문에 직접적으로 판명될 수 없는 경우가 때때로 있다.

이리하여 임신 가능성이 가장 높은 연령의 모든 부녀자들의 사망율을 통하여 이를 관찰해 보아야 할 경우도 생긴다. (분명히 이 연령별 특수사망율은 다년 임신이 더 빈번하고 더 많은 부분의 성년부녀자들에게 영향을 미친다는 순수한 이유때문에 출산력이 낮을 때 보다 출산력이 높을 경우에 더 좋은 〃산모사망력〃의 지수가 된다. 출생율이 떨어질 경우에는 이 연령별 특수사망력에 대한 임신의 영향도 출산자체와 관련된 위험성의 증감에 관계없이 감소할 것이다. 일련의 관찰에 있어 어느 특수사망율을 채택하는 것은 사망율변화 연구의 일 측면 즉, 비율별로 표시되는 일면을 선택하는 것과 같다.

일련의 조사망율은 가장 흔히 사용되는 지수이다. 물론 그것들은 5 : 6에서 설명된 것과 같은 이점을 가지고 있다.

또한 전체 연앙인구를 추산하는데 별다른 곤란이 거의 없기 때문에 조사망율은 연도별 관측의 방식으로 산출될 수 있다.

영아사망율은 연앙인구의 추산이 필요하지 않으므로 연간치를 산출하는데 잘 채택되는 것도 동일한 이유이다.

다른 종류의 연령별 특수사망율들은 「센서스」자료에 보다 더

의존하고 있고 어느 특정부분의 연사인구는 연차적으로 실시된 「센서스」의 날짜 사이에는 용이하게 추산되지 않기 때문에 변동을 표시하는 지수로는 그다지 편리한 것이 못된다.

추세의 측정은 그것이 의거하고 있는 관측의 정확성에 따라 제약을 받는다. 그것은 덜 정확할는지 모른다.

사망율자체의 특수성에 덧붙여 추세 추정에 독특한 몇가지 의곡의 근원이 있다. 인구구성의 변동과 통계제도상의 연속성결여는 특별한 주의를 요한다. 제법 긴 기간동안 일련의 조사망율은 사망력수준의 변화 뿐만 아니라 인구구성의 변화 특히 연령구조를 반영할 것이다. 보통이전 변동은 점진적이어서 동일지역의 추세로는 거의 눈에 띠지 않는다. 아마 인구이동에 의해서 비록 그것들이 급격하게 일어나는 경우일지라도 상이한 인구비교에 있어서 이와 동일한 효과보다도 주목의 대상이 되지 않을 경우가 훨씬 더 많다.

사망력에 관한 기록상의 추세도 통계제도의 운영방법이 달라지면 어긋나는 수가 있다. 범위 또는 전체지역이 새로운 집단의 사람들을 자료에 포함시킴으로써 더 커질수도 있다. 동일한 지역내에서 통계는 보다 완전한 것에 가까워 질수 있다. (통계제도가 완전해지거나 또는 더 불완전해 지거나에 따라 사망율의 추세는 여러가지로 영향을 받을 수 있다. 사망신고가 철저해 지면 사망율은 상승하여 보건사업이 후퇴한 듯한 그릇된 인상을 주는 경향이 있다. 「아이로니칼」하게도 어떤 나라에서는 신고제도의 악화가 사망율저락의 원인이 되어 근거 없는 발전의 인상을 주었다.

한편 「센서스」조사의 범위를 개선하는 일은 사망율을 보다 감

소시키는 반대의 효과를 자아내게 한다. 물론 외곡 자체는 사소한 것이며 불정확한 지론을 도출시킬만큼 크지는 않다)

자료분류의 방법은 물론 통계제도가 지니고 있는 「바이어스」까지도 부단히 변동의 대상이 되고 있다. (예를 들어 사산보고의 규정을 엄격히 준수토록 강조하면 영아사망의 신고가 갑작스레 상승하여 영아사망율의 〃증대〃를 초래할 것 같다) 조사망율은 대부분의 종류의 외곡에 민감하지만 통계실무면에 주어진 변동이 일련의 조사망율에 미치는 영향은 적은 것이다. 이와 동일한 변동은 다른 사망율이 나타내는 추세에는 훨씬 더 큰 영향을 미친다. 그러나 일련의 조사망율은 오히려 표면적인 징후에 불과하다.

사망력수준은 인구의 모든 부문에서 어떤 유형이 포함되어 있는가를 알아내기 위하여 모종의 특수사망율을 채택함으로서 인구의 어느 통계계층들을 별도로 다루워 보는 것이 필요하다.

이는 인구구성의 변동으로 생긴 모종의 외곡(Distortion)을 회피할 수 있는 이점도 가지게 된다. 중요한 실례를 제공한다면 연령별 특수사망율의 변동은 연령구조의 변동으로 아무런 영향을 받지 않는다.

표5 「세일론」의 1946년도 「센서스」와 1953년도 「센서스」(두째난과 세째난) 사이의 7년간의 기간중 일어난 중요한 연령별 사망력의 변동을 보여 주고 있다. 그러나 그것을 일련하여 이해하기에는 너무나 철저하고 상세한 견해를 제기하고 있다.

그 추세의 유형을 좀 더 분명히 알아보기 위해서는 표5의 네째번난과 다섯번째난에 제시된 것과 같은 사망율의 수치자체를 떠나 그것을 직접추정해 볼 수도 있다. 그러나 이런 변동을 검토하는데 두가지 방법이 있다. 우리는 먼저 사망율들의 〃실제적〃

또는 〃절대적 차이〃를 비교해 볼 것인가 또는 이들 사망율의 〃비례적인 변동〃을 비교할 것인가를 결정해야 한다.

사망율의 절대적 변동(〃풀러스〃나 〃마이너스〃의 부호로 표시되는 1946년도의 사망율로 부터 1953년도의 사망율을 뺀것)을 네째번 난에 제시되어 있다. 상대적 변동은 다섯째 난에 제시된 $\frac{\text{1953 년도사망율}}{\text{1946 년도사망율}}$ 의 비율로 표시되고 있다. 이 두가지 종류의 비교는 그 어느 것도 연령별 사망력의 변동에 관해 보다 편리한 상황을 알려 주고 있다. (「세일론」에서는 사망력이 1946년과 1945사이에 매우 급속히 저락 하였으며 이런 급속한 하강은 모든 연령계층에 영향을 미친다. 그러나 동표에 제시된 바와 같은 그 정도에는 큰 차이가 시현되고 있다.)

이 두가지 종류의 비교는 꼭 같은 양상을 나타내지는 않는다. 표 5의 절대 하강은 연소층과 연로층에 가강 격심했으며 상대적 저락은 젊은 서민층에서 최대이였고 연로층과 소아층에 최소이였다. 물론, 더 상세한 형태는 연령계층을 보다 세분하여 계산한 사망율을 통하여 알아 볼 수 있다.

다섯번째 난의 비들은 상이한 연령에 있어서의 상대적 변동정도를 더 낫게 효시하고 있다. 보통최고의 연령별 특수사망율과 최저의 연령별 특수사망율사이에는 광범한 차이가 있는 것이므로 동일한 절대적 변동이 있으리라고 기대되지는 않는다.

1946 년부터 1953 년까지의 「세일론」의 연령별 특수사망율의 변동상황 (남 , 여 , 양성)

(1) 연 령	(2) 사 망 율 1945-1947	(3) 사 망 율 1952-1954	(4)a 절대적변동 (둘째란 - 세째란)	(5) 상대적변동비 (세째란) ÷ (둘째란)
0-4	61.5	34.0	- 27.5	. 55
5-9	6.7	3.5	- 3.2	. 52
10-14	3.2	1.4	- 1.8	. 44
15-19	4.9	1.9	- 3.0	. 39
20-24	8.0	2.9	- 5.1	. 36
25-34	9.1	3.6	- 5.5	. 40
35-44	11.1	4.8	- 6.3	. 43
45-54	15.9	7.7	- 8.2	. 48
55-64	27.5	16.6	- 10.9	. 60
65세이상	95.7	74.5	- 21.2	. 78
모든연령	18.9	11.1	- 7.8	. 59

주 : " - " 부호는 저하를 표시함

출처 " . " 「세일론」인구 신고청 보고서 (1952, 1953, 1954 년도)

이미 저위로 떨어진 사망율들 중에는 0 이하로 까지 저락된 것도 있기 때문에 이들 사망율들이 모두가 동일한 분량으로 저하할 수는 없다. 보건의 향상 또는 이러한 목표를 지향한 공공적인 노력의 지대한 공헌의 결과로서 10-14 세 계층의 사망율에 10 %의 감소가 나타나고 있어 이보다도 연소한 아이들 심지어는 영아들의

사망율도 10%정도 만큼 저하된 표시가 되고 있다.

연령별 변동차를 나타냄에 있어서 상대적 변동은 사망율의 시초부터 높았을 경우에는 연령별저하를 지나치게 강조하는 것을 권장하지 않을 것으로 보인다. 가능하다면 어느 방법을 쓰든간에 독자들이 원하는 자료를 접촉 할 수 있는 기회가 마련 되어야 한다. 하나의 공통적인 문제들은 이 수치들로 설명된다. 전체인구의 변동을 개관하기 위하여는 조사망율은 자료로서 너무나 불충분하여 필요한 정보를 거의 제공해 주지 못하고 반면에 연령별 특수사망율은 너무나 많은 정보를 준다. 하나의 가능한 해결책은 매년 〃표준화〃된 사망율을 산출해내는 일인데 이런 사망율은 연령인구의 차이를 조사한 일종의 조사망율이 된다.

표준화된 사망율은 구조상의 변동에 따른 조사망율의 버금(Distortion)을 상살하지만 이는 이 문제의 일부에 불과하다.

그들은 상기 표5에 제시된 세부상황을 말살해 버리기도 한다. 연령별 변동의 분포를 연구하는 유일한 방법은 이 정보를 보유하는 일이다. 그러므로 자료가 이용될 수 있는 경우에는 특수사망율(연령별 또는 다른 특징별)을 계산해 내는것이 언제나 값있는 일이다. 이후에 특수사망율들의 추세가 기여하는 일이 거의 없다, 할지라도 조사결과의 사실들은 적당한 것으로 보여지는 방도로 보고될 수 있다.

(25) 사인분석

사망력은 특별한 질환과 같은 생명에 대한 모종의 위험성 일반적 보건수준 및 건강상태, 사고 또는 폭행등이 관련되고 있는

환경의 소산이다. 체계있는 사망력추계를 유지하고 있는 대부분의 국가에서는 각개 사망과 직접 관련되어 있는 것으로 보여지는 요인이 구명되어 〃사인〃으로 기록되고 있다.

사기의 연장을 의미하는 인구의 수명상승은 이런 요인 발생빈도의 감력 즉, 그 치명적 효과의 감소로서 간주될 수 있다.

이런 견지에서 우리는 사인별로 분리되었을 경우 어느 종류의 사망이 덜 일어났는 가를 알아내어 저하하는 사망력의 유형을 발견할 수 있다. 상이한 인간들의 사망력은 이런 기준위에서 비교될 수 있다. 이 방법은 특별한 보건사업을 평가하거나 또는 이런 노력의 필요성을 결정하는데 적합하다.

그리고 그것은 한 인구의 일반적 보건상태에 관한 통계적 자료의 유일한 이용가능한 출처가 될른지 모른다. (질환 또는 이병율만을 취급한 기록들은 희소한 데다가 있다 해도 그다지 신뢰될 만한 것이 못된다. 그러나 대부분의 사람들은 완연히 인정될 수 있는 와병기간을 거친후 사망한다. 내용이 더 분명한 사망에 관한 기록은 이병율에 관하여 간접적인 징후를 제공해 줄 수 있다)

사인별 사망율은 독특한 형식으로 표현된다. 그것은 전체 연앙인구에 대한 모종의 사인에 기인한 연간사망수의 비이다. (동 율은 $\frac{Di}{P}$ T 의 꼴로 표시되는데 여기에서 Di 는 어느사인 또는 어느 부류의 사인으로 분류된 사망수이고 P 는 전체인구의 크기이며 K는 통상 10,000 또는 100,000이다) 이 율들은 〃사인별 특수사망율〃 (Canse-Specific Death Rate)라고 불리는 수도 있다.

이들은 연령계층별로 별도로 각각 산출되는 수도 있다. (여기에서는 X에 관한 공식 $\frac{Di,X}{Px}$ 에 동일한 절차를 적용한다)

이 경우 그들은 연령별 사인별 특수사망율이 된다。

이런 방식의 계산으로 파생되는 몇가지 문제는 나중 어느 부분에서 재론될 것이다。

특수한 질환의 이병빈도를 감소시킴으로써 얻어지는 효과는 최고 수년동안에 「마라리아」를 구제하는데 성공한 유명한 실례를 통하여 잘 설명되고 있다。 「마라리아」균을 보유하는 모기를 충분한 기간동안 제거해 버릴 수 있는 기술은 1940년 이래 개발되어 왔으며 이 기술은 종전에 「마라리아」가 가장 유력한 사인의 하나이었던 지역의 사망력유형을 극적이 바꾸어 버렸다.

(표 6) 「마라리아」억제에 따른 「세일론」의 사망율변동

연 도	조 사 망 율	영 아 사 망 율 (출생 1,000 명당)	「마라리아」에 의한 사망율 (인구 100,000 명당)
1930 ~ 1935	25.2	18[illegible]	[illegible]
1936 ~ 1940	21.4		[illegible]23
1941	18.8	[illegible]	118
1942	[illegible]	[illegible]	85
1943	[illegible]	[illegible]	[illegible]
1944	21.3	135	89
1945	22.0	[illegible]	131
1946	20.3	[illegible]	187
1947	[illegible]	[illegible]	66
1948	13.2	92.1	47
1949	12.6	87.0	33
1950	12.6	81.6	25
1952	[illegible]	[illegible]	13

출처: 1954년도 「로마」에서 개최된 세계인구회의의 보고서 제1권 504페이지에 계재된 E. Pampana의 논문 "Effect of Malaria On Birth and Death Rates로 부터 채택되였음.

「세일론」의 「마라리아」에 의한 사망빈도의 저락과 조사망율의 저하는 그 한 실례가 된다. 표6에 제시된바와 같이 영아사망율도 같은 기간중 급격히 저락하였다. (물론 이 기간중 이와 다른 현대의약의 사용도 있었기 때문에 이 변동이 전적으로 「마라리아」의 극복에 기인했던 것은 아니다. 1936 - 1940년중에는 전체 사망의 6%가 「마라리아」에 기인하였으며 1952년도에는 불과 1.1%만이 이에 기인하였다. 1950년 12월 발행 〃The Ceylon Jurnal of Medical Science〃제7권 제3 및 4부에 게재된 H Collumline 씨의 논문 〃An Analysis of the Vital Statistics of Ceylon〃도 참조 한다.) 그러나 특수한 종류의 공공사업의 효과는 궁극적으로 일정한 한계에 부딪치기 마련이고 이런 방도로 수명을 연장시키는 일은 다른 조치에 의존하지 않으면 안된다는 것을 이해하게 된다. 「세일론」에서는 「마라리아」의 억제에 의하여(1952년도 수준 이상으로) 사망력을 강차 저하 시킨다는 것이 불가능한 것으로 판명되고 있다.

이제 사망율을 더 이상 떨어뜨리는 일은 다른 사인을 감소시키는 방도만으로 가능하다.

사망력변동의 유형을 밝혀주는 일에 덧붙여 사인별 사망율은 상이한 인구들의 사망력을 비교하는데도 도움을 준다.

그들은 출처별로 사망의 위험성을 구별해 줌으로서 사망력에 영향을 미치는 상이한 여건에 관심을 모으게 한다. 표7은「세일론」「애집트」 「일본」 및 「칠리」등의 사인별 사망율을 보여 주고 있다. (어떤 인구의 사인별 특수사망율의 합계는 그 인구의 조사망일 이 경우에는 인구 100,000당 사망수일과 같아진다.

1951년도 「세일론」의 조사망율인 인구 100,000명당 1,293은

인구 1,000명당 12.9의 율에 해당한다.

(하위 숫자들을 생략해 버렸기 때문에 표6에서는 다소의 차이가 있다) (표준화된 국제적 사인 일람표로 부터) 지극히 간추려진 것이지만 이 율들은 실질적인 차이점들을 드러내고 있다.

많은 사망이 사인미상이나 잘못 규정된 사인으로 분류되였고 또 그중에 제법 광범한 진단 착오도 포함되어 있음을 시사하고 있다.

이는 이런 자료들을 비교하는데 조심해야 할 것을 상기시키는 일이지만 사망력을 더 이상 떨어뜨리면 이 네국가에서는 다른 행동계획이 취해져야 할것이 분명하다.

이런 종류의 분석은 이 사망율들을 산출해 낸 방도와 사인별로 분류된 통계의 특이성 때문에 모종의 문제점에 봉착한다.

(표7) 몇 국가의 사인별 사망율
(전체인구 100,000명당 사망수)

사인	세일론 1951	이집트 1951	일본 1951	칠레 1951
결핵	50.2	44.1	82.5	148.2
매독	0.8	2.9	5.0	5.4
장티프스	8.9	5.9	0.2	8.0
이질, 설사, 장질환	59.4	845.3	67.1	101.6
디프테리아	1.8	4.8	0.7	4.1
백일핵	1.2	0.6	2.8	16.0
마마	0.6	0.0	-	0.1
홍역	0.7	26.9	3.6	2.4

사 인	세일론 1951	이집트 1951	일 본 1951	칠 레 1951
발진티프스	-	0.0	0.0	0.4
마라리아	20.7	0.2	0.0	0.0
기타염증및기생질환	81.5	12.1	12.3	13.1
심장병	44.7	65.3	62.7	164.3
암	16.7	20.1	81.3	88.1
유행성감기	12.2	0.6	0.3	20.1
폐염	102.6	111.8	44.1	278.6
기관지염	14.6	203.7	17.2	6.6
기타호흡기계통질환	-	-	-	9.8
사고자살살인	43.6	62.0	57.1	159.2
기타의알려진사인	115.7	113.8	220.0	240.7
원인불명또는잘못규명된원인	717.1	710.6	238.1	302.0
전체수	1,292.6	2,230.7	894.8	1,568.5

출처 : Demographic Yearbook

사인별 특수사망율은 다소 특수한 방송(전체인구 또는 어느 인구계층의 생존인일년수당 보증 사인에 기인하는 사망수)로 작성된다. 이 점에 관하여 '그들은 다른 특수사망율과 다르다. 이는 우리가 각종 위험(즉 각종사인)에 부딪칠 가능성이 있는 인일년수를 알지못하기 때문이다.

거의 모든 사람들은 정상적 기준기간중 약간의 치명적 위험성이 있는 질환이나 사건에 봉착할 가능성밑에 놓여 있다. 그러나 각각의 경우 이런일에 봉착할 가능성을 알아낼 방도는 없다.

사망수를 인구별이 아닌 사망별로 구분하는 것이 가능하다. 그러므로 사인별 사망율은 다른 특수사망율보다 정확하게 규정되어 있지 못하다. (사인별 사망율은 상기 및 2;16에서 증명됨과 같음) 통상적 형태의 특수사망율인 $\frac{pi}{pi}$와는 대조적으로 $\frac{pi}{p}$로 규정되고 있다 바꾸어 말하면 특별한 범시를 말하는 것이고 분인는 총인구를 치칭한다.

다소 사정을 개선하는 일은 가능하다. 어떤 질환의 치명율은 어느 특정년령에 집중한다 즉 영아출산 및 노령에는 각각 전형적인 질환이 존재하고 있다. 이런 까닭에 어떤 년령별 특수사망율은 다른것보다 훨씬 잘 규명되어 있다.

보다 훨씬 중요한 것은 사인통계의 부정확성인데 이는 주로 사인진단의 문제에서 파생된 것이다. 사망의 개인은 반드시 용이하게 식별된다고만 볼수는 없고 요인의 분류는 애매한 때가 많다. 맨먼저 그것은 근본적으로 평가의 문제이기 때문에 전문가의 의견이라 할지라도 때로는 개인적 의견간에 상치가 일어나기 일수이다.

분류의 방법도 꼭 언제나 같을수가 없다. 사인자료들은 의료기

술의 차이 및 의료시설의 지리적 분포에 영향을 받는다. 그러므로 일본내의 지역별 비교에서는 물론 가끔 국제적 비교에 있어서도 「바이어스」가 나타나는 수가 종종있다.

더구나 그들중에서 선택하는데 아무런 명백한 편견을 가질 필요가 없는 두가지 이상의 중요한 원개인이 있을수도 있다. 모든 국가에서는 일반개업감사들 간에 일정한 방식들이 유포되어 있어 표면상 징후만으로 진단을 내리는 경향이 있다. 끝으로 전염병으로 사망한 후 이로인한 오명이나 강제적 격리를 회피하기 위하여 사인보고가 고의적으로 조작되는 수가 있다.

이 지식을 사용함에 있어서는 두서너가지 조심할 필요가 있다. 사망신고누락은 거의 확실하게 보고된 사인의 분포를 망쳐버릴 것이므로 사망신고의 완전성을 평가해 보는것이 중요하다. 사람들은 정부가 개개의 케이스를 분류하는데 필요한 범시 및 사인의 표준목록을 수립하기 위해 어떤 조치를 취하지 않을가에 대하여는 용이하게 단언을 내릴수 있다. 그러나 동시에 우리는 상당히 큰 부분의 사망수가 사인의 의학적 검환을 거치지 않았거나 분명치 못한 또는 사인불명(노쇠, 영아질환, 또는기타)으로 신고되고 있음을 알아야 한다.

자료의 정확성을 지나치게 엄격하게 섬환하지 않기 위하여 사인별 특수사망율은 오로지 광의의 사신 범시에 의거하여 산출되어야 한다. 어떤 주요한 범주의 전염병들 예를 들어 「마라리아」호흡기계통병환 소화장해또는 사고등을 비교적 쉽게 구분될수 있다.

고도의 정확성이 없다. 할지라도 이 지식은 너무나 값있는 것이기 때문에 상당한 정도의 오차도 허용될수 있다.

(26) 직업별 사회경제적 사망률

사망력을 취급함에 있어서 소홀히 다루어지는 일부측면은 개인의 지위 또는 사회활동 참여형태를 표시하는 어떤 지수별로 계층화된 인구구성들의 분포상태이다. 거기에는 그럴만한 이유가 있는데 그것은 이런 계층별로 분류된 적절한 사망력에 관한 기록을 찾아내기가 드물다는 점이다. 일상용 공식통계에서 이에 가장 근사하게 접근할수 있는 방도는 직업별로 분류된 자료를 통해서 이다(생명보험 기록의 사망력 실적의 범주에 따라 분석해 보는것이 가능한 경우가 있다. 이런 계층분류는 보다 자유스럽게 이루워 질수 있고 또한편으로 사망수가 정확하게 사망의 가능성이 있는 상태에 놓여있는 사람들의 수와 부합되기 때문에 그들은 일상「센서스」나 신고통계보다 나은 유리한 점을 제공해 준다. 그러나 생명보험자료는 전체인구가 가지고 있는 것과 꼭 같은 인구특성을 지니고 있지않는 특별한 선정된 인구의 부분만을 다루고 있을 뿐이다) 그러므로 가능하면 직업별 사망률(때로는 사회경제적 지위 또는 사회계층별 사망률이라고 불리움)을 산출해 보려고 다소 노력해 보는 것은 값있는 일이다.

이용될수 있는 자료는 어느 특정연도(〃센서스〃통계)의 각 직업별 인구수와 직업별로 분류된(신고통계) 동 연도의 사망수로 구성되어 있다. 직업별 사망률은 해당년도중 동일 직종에 종사한 인구수(즉 그 직업에 종사하여 바쳐진 인-년추정수에 대한 그범주에 속하는 사망신고수의 비로 산출될수 있다) 바꾸어 말하여 이 사망률은 그것이 직업범시에 기준을 두고 있다는 점을 빼놓고는 "연령별 특수사망률"과 비슷하다.

사실상 "직업별 특수사망률" (occupation - Specific death-rates)은 그 뜻하는 바를 둘러싸고 철저한 혹란에 빠지는 일이 없도록 연령계층별 및 성별로 계산되는 것이 필요하다.

그렇다면 직업별 사망률은 얼마나 쓸모가 있는 것인지? 그들의 중요성을 표시해 주는 이런 종류의 분석으로 성공한 것은 많지 않다. 이들중 가장 유명한 것은 영국의「잉글랜드」와「웨질즈」지방의 "직업별사망력"에 관한 연구인데 그로 부터 이 간결한 예제인 표7이 작성된 것이다.

어느정도 사망률들은 직업과 관연된 사망발생의 위험성을 보여주고 있다 광산업 채석업 또는 건설업등의 일은 사무적 또는 상업부류의 일들보다 훨씬 위험스럽다. 그러나 이 각종별 차이는 신격으로 상이한 작업조건에 기인한다.

환경과 활동의 허다한 상이점등도 직업의 유형 즉 수입 생활양식또는 음식물습관, 주거의 장소 교육관계등과 과연성이 있다. 바꾸어 말해 틀림없이 한 계층의 사망력에 영향력을 미친다. (기혼여성들의 사망률은 직업별로 남편의 사망률과 동일한 유형을 따르고 있어 한 범주의 직업은 그 작업내용자체도 개인및 가정생활의 많은 부면을 표용하고 있음을 표시하고 있다)

어느 직업의 사망률은 아무런 관계가 없는 요소들을 반영하고 있다 힘이 무척드는 종류의 일은 활기가 있고 건강한 일꾼들에게 매력이 있는 것처럼 보이며 건강이 좋지못한 사람들은 앉아서 하는 일에 이끌리는 것이 틀림없다. 어느 직업에 종사하다 건강을 해치는 사람들 중에는 그보다 근본적으로 훨씬더 다른 직업으로 옮긴후에 사망한 사람들도 있다.

이와 같은 여건하에서는 해괴하고도 그릇된 결과가 초래되는 수도 있으며 사망률은 직업과 관연된 조건에 관한 것이라 할지라도 정확한 지표가 될수 없다. 우리는 먼저 자료의 직업별 분류에 정통하고 있지 않는 한 직업별 사망률의 의미를 정확하게 해석할수 없다.

이 근본적으로 애매한 점 이외에도 더욱 실제적이고 직업적인 성질의 몇가지 어려움이 있다. 직업은 그 연령구성에 있어 광범위하게 다르기 때문에 직업별 사망률은 연령별 성별 특수사망률이어야 한다.

연령및 성별로 자료들이 상호 관련되도록 분류되어 있지 않으면 직업비률를 계산하는 것은 시간의 소비가 되고 말것이다. 고용된 사람들의 「신고사망수는 아마도 「센서스」를 통하여 조사된 고용인구와 동일한 통계집단에 속하지 않을 것 같다. 차이는 고년령층에서 일어나기 쉬우나(사망이 신고되는 경우 "은퇴"(retired)로 조사된 사람들 중에는(전직에) "고용자"(enployed)으로 분류되는 사람들도 나온다)

65세이상의 사람들에 관한 모든 자료들을 제외해 버리면 회피될 수 있다. 15세로 부터 시작하는 직업별 사망률을 5세, 10세 또는 20세 각격의 계층으로 나누어 작성할 수 있다. 그런데 직업별 분류는 남자의 경우가 보다 명확하기 때문에 직업별 사망률은 여자의 경우보다 남자의 경우가 보다 신뢰될수 있을 것같다.

정확도에 관한 가장 심각한 문제은 노동인구를 몇가지 범주의 직종으로 분류할 때 신고상의 수치와 「센서스」의 수치사이에 존재하는 불일치때문에 일어난다. 가장 좋은 조건하에서도 「센서스」결과를 직종별로 분류하는 것은 용이한 일이아니다. 그러나 사망수의 분류는 조사된 연구의 분류에

대략적으로 부합하는 이상의 정확성을 가질수 있다. 단 1년중에도, 그들의 생계방법을 바꾸는 사람들이 수두룩 하며 그중에는 어느 직종에 속한 것으로 조사되었다가 다른 직종에서 사망하는 사람들도 있다. 그러므로 이 두 종류의 통계를 작성하는데 (表8)

1931年 「잉글랜드」및 「웨일즈」의 연령별 및 직업별 남자고용인구(특정직업에 극한)의 사망률(각 집단별 인구 10,000명당 비률)a

직 업 별 집 단 b	연 령 계 층				
	20-24	25-34	35-44	45-54	55-64
직업및 은퇴중의 전체남자	32	34	55	111	236
1. 농부및 그 친척	23	25	36	79	179
3. 농업노동자	26	27	40	75	164
44. 석탄채굴자	37	40	66	122	262
20. 금속기계공	34	29	55	114	224
45. 벽 돌 공	26	28	42	101	216
61. 소매상등	45	36	66	130	283
67. 은행원및 보험사회원	–	17	29	80	164
73. 의사 등	–	32	52	120	260
74. 교 사	29	24	31	68	177
83. 타이피스트및 서기	29	34	56	115	248
87. 노동자	41	45	77	145	289

출명 : great Britain, Register generals
Decennial Lupplement 부록표 4 a
(London 1938)

있어 정확하게 동일한 규칙을 통용한다는 것은 불가능한 일이며 범주의 내용마저 때로는 일치하지 않는다.

따라서 약간의 차이가 생긴다는 것은 불가피하며 이두 분류법이 어느정도 일치하는가를 판정하기 위한 만족스런 검증법도 없다. (직업별 특수사망률은 연령별 특수사망률의 분포와 같이 어느 매우 전형적인 예상형에 맞아 들어가는 것은 아니지만 한 인구의 최고와 최저비율의 차이가 매우 넓으면 직업별 비율은 전체에 대한 의심은 크지 않을수 없다) 분류상의 불일치는 세밀한 분류범주가 사용될 경우 중대하다.

이 결과로 생기는 의곡은 매우 광범한 범 주 별로 사망률은 산출하므로써만 완화될수 있다. 表7의 경우에서 명세화된 것처럼 직업별 특수사망률은 결코 어떤 보장을 줄수 없는것 같다.

표7의 크기와 세부적인 것은 축소할 수 있다. 모든 직업별 집단의 표준년령구성에 입각하여 이 연령별 비률들을 20 ~ 65 세 전체계층의 단일 사망률로 합해 버리는 것은 「잉글랜드」및 「웨일즈」등지에서는 직업별 사망력을 연구하는데 관례로 되어 있다 (great Britain, Registar - generals, Decennial Lupplement 1931, Part 11a및 5 : 16늘 참조)

(27) 사망력의 지역별 차이

인구통계는 한 국가내에서 지역분류별로 수집됨으로 제1자료가 인구의 부문별로 각각 집계된다면 그들은 보통 행정지역별로 이용될수 있게 될 것이다. 단지 일국내의 주요 지역들을 비교해

보기 위하여 이들의 사망률을 알아 보는 것도 의의 있는 일이다 그들은 어떤 알려진 지방사정이 미치는 효과를 측정하는데 도움이 된다.

그러나 이 밖에도 다른 방도로는 도저히 관칙될수 없는 사망력 력의 유형을 찾아 보기 위해서는 행정구역별 또는 지방별 사망률에 의존치 않으면 안될 경우가 종종 있다.

이러한 일에 대한 증거는 선택하기가 어렵다는 것은 번영또는 부유에 대한 지방별 차이 또는 활동분포의 차이 의료시설 이용정도의 차이 교육수준의 차이 및 라병또는 병환도에 영향을 미치는 요소의 차이 등등의 지방별 차이를 반영한다.

행정구역별 또는 지방별로 계산된 사망률은 이러한 효과를 측정할수 있는 유일한 방도가 되는 경우도 있다. 이 사망률들은 지방경계선의 위치가 요행스러워야 하며 자료가 새치있게 살 배열되어야 하기 때문에 이 방법은 졸열한 것이다.

농촌과 도시의 사망률을 비교하는 일은 좋은 실례가 된다. 현대생활의 변화 또는 전도는 2 . 3개 도시중심부에 집중되어 있는 경우가 가끔 있다. 몇몇 국가에서는 이것이 도시 사망률의 저락과 농촌지역 보건상태의 안전을 초래하였다.

다른 곳에서는 도시의 형편이 보다 불리한 환경을 조성하여 오히려 도시의 사망률을 보다 높이는 결과를 초래하였다. 최근 수년간에 이룩된 급격한 경제발선을 통하여 이런 종류의 차이가 다소 발생하는 것은 불가피하나 그 유형의 내용은 미리 예언될 수 없다.

이러 유형을 발견한 후에는 그의 출처를 검증한다든지 또는

여러가지 그에 기여한 요소들의 중요성을 달아 본다든지 하는 일은 매우 긴 과정을 밟어야 한다. 더 많은 증거의 보강없이 더 이상 나간다는 것은 완전한 일이 못된다.

이 사망률들은 물론 국민전체의 사망률이 지니고 있는 것과 꼭 같은 의점에 직면하게 된다. (이 결함은 국가전체보다도 지방별로 보다 중대한 결과를 초래할수 있다. 특정지역자료에 있어서의 외곡의 1부는 전체인구에 관한 자료중에서 해소돼 버렸을 수도 있다) 문제가 더욱 제기된다.

즉 분자(사망수)에 관한 자료와 분인(센서스인구)에 관한 자료는 전체인구중 동일한 모집단에 속하는 사람들을 대표한다 할지라도 이것이 여느 특정지역의 인구에 관하여는 그렇치 않을 가능성이 크다는 점이다. 사망은 발생할때 마다 신고되지만 인구조사는 해당년도중 단한 차례밖에 하지 않으므로 그 해에 사람들이 한 지방의 경계를 넘어서 이주했다면 이 두 편의 자료집률은 정확하게 부합되지 않게 될 것이다.

어느 지역에서 조사된 사람들 중에는 그 지역에서 떠나서 사망할 수 있겠고 어떤 사람은 자기가 조사되지 않는 지역에서 사망하는 수도 있다. (이와 동일한 어긋남은 직업별 사망률에 그리고 어느 정도 신고및 센서스 자료에 입각한 사망률에 영향을 미친다.

그러나 인구의 지방경계선을 넘는 이동의 효과는 이런 이동이 비교적 클 때가 종종 있기 때문에 더욱 중대하다. 다만 국경선을 넘는 인구이동은 정부의 조치에 의해 보다 엄격히 제약되고 있기 때문에 이러한 어긋남은 국가적 규모의 사망률에는 거의 영향을 끼치지 못하고 있다.)

어떤 종류의 오차는 사망률에 영향을 미치는 일이 대략 다른 종류의 오차를 상살하는 수도 있을 것이다. 그러나 인구이동과 사망력은 관연성이 있기 때문에 매우 기대하기 힘든 희망이다.

중병에 걸린 사람들이 이를 치료하기 위해 찾는 지역에서는 다년 병원이 있는 도읍에서 사망이 일어나는 수가 많은데 이런 사망들은 병원소재지아닌 다른 지역(사망자가 인구조사를 받은바 있는 아마도 그들의 상주지)에 귀속되어야 할것이다. 이런 자료들로 부터 산출되는 사망률은 이러 이주자의 사망이 발생하는 곳에서는 과대하게 그리고 이주전의 사망자가 전에 거주했던 지역에서는 과소하게 산정되어 사실과 어긋나게 된다.

인구이동의 유형에 따른 이런 사망률의 외곡은 사실상 있을수 있고 또한 광범한 것이 될수 있다. 한편 그것은 몇 지역에서는 큰데 반하여 다른 곳에서는 무시할 수 있을 정도이며 또한 아주 작으면 전혀 불문에 붙쳐도 좋을수 있다. 모든 사망의 극소부분이 병원에서 발생한다면 이런 차이는 무시해도 좋다.

(여러가지 종류의 인구이동은 이 사망률들을 이그러 뜨려 놓을 수가 있다. 부인들이 분만을 위해 병원에 갔다가 전 가족거주지로 귀가하는 것이 관례로 되어 있는 지역에서는 영아사망률은 양쪽 장소 모두에서 영향을 받고 있다. (물론 출생률에 관하여도 마찬가지다.)

제일 어느 지역이 이와 같은 출생후 2.3일중에 일어나는 과외의 많은 영아사망률을 갖게 될른지도 모르는 일이 되지만 이러 영아사망이 어느곳에 일어날지에 관하여는 예언할 수가 없다

자료를 아무리 조정해도 이 복잡한 형태의 오차를 완전히 해

결하지 못하게 될 것이다.)

이 문제들 잘 처리하기 위해서 국가들 중에서 〃발생의 장소〃별로는 물론 거주지별로 또 출생과 사망을 특별히 집계하는 국가들도 있다. 이런 통계자들을 가지고 있으면 사망은 가끔 인구의 모집단에 가장 잘 부합할 것으로 여겨지는 장소 즉 사망자가 가장 최근에 실시된 센서스때 조사되었을 가능성이 가장 큰 장소에 배정될 수 있다.

이런 결함들이 있음에도 불구하고 지방별 사망률은 다른 방도로 분포에 관한 정보를 제공해 준다. 예를 든다면 그들은 사망력의 전국추세를 밝혀준다. 보건 및 위생사업은 한번에 갑작스레 모든 곳에서 성과를 올리지는 못한다. (보다 더 새로운 질병억제기술이 더 강력한 〃대량〃효과를 거두고 있기 때문에 이런 제약들은 과거보다는 덜 강하다.

그러나 이 제약들은 전적으로 기술적인 성격의 것은 아니다. 그들의 행정적인 성격의 것인 경우에는 이와 동일한 고르지 못할 형태를 아직도 찾아 볼수 있다. 이런 사업들이 결여되어 있다 할지라도 사망률의 수준에는 차이가 있기 마련인 것이며 새로운 보건사업의 고르지 못한 효과가 나타나게 되면 이런 차이는 보다 확대될수 있다.

한편 최고와 최저의 지역비율의 차이를 종합하므로써 전국적 사망률을 줄이는 것도 가능하다. 지방 또는 지역사망률의 추세와 이들 비율간의 차이의 추세로 변화의 유형을 찾아낼수 있다.

(28) 보정 또는 표준화된 사망률

한 인구의 여러 계층의 사망력 수준을 요약한 것(〃일반적〃사망력 수준이라고 불리움)은 한가지 까다로운 문제를 제기하고 있다. 이제까지 논술된 사망률등은 이 경우에는 적합지 못하다 조사망률은 편리하기는 하지만 그다지 신뢰될만한 것이 못된다.

한편 연령별 특수사망률과 같은 더 세부적인 지수는 너무나 소상하기 때문에 전체인구를 다루는데는 적합치 못한 지수이다.

근본적으로 이 장해는 비율자체의 결정으로 볼수는 없는데 그 까닭은 일반적 사망력의 개념이 막연하고 정확하지 못하기 때문이다. 그러나 때때로 간결한 것이 긴요하여 정확한 단일조치가 비교의 근거로서 요구된다.

이는 한인구의 관한 상세한 정보를 표준화 된 또는 〃보정된〃 사망율로 요약하므로써 확보된다.

그절차는 조사망률과 특수사망률이 양비율의 장점들이 합치는 한편 이들의 단점을 제거하는 등으로 자료를 우회적으로 조작하는 일이다. (주; 여기에서는 오로지 표준화된 연령별 사망율의 산출법만을 논술할 것이다 그절차는 훨씬 광범하게 응용되고 있는데 그것은 다른 범주별로 사망률을 〃표준화〃하는 것도 가능케 한다.

사실(연령 성별, 혼인상태 경제활동과)같은 명확한 범주들에 관한 비율이나 백분율은 어떤 대응하는 수치들과 비교하기 위하여 표준화된 수치로 만들어질 수 있다. 널리 펴져 있기는 하지만 이들 보정된 비율의 내용과 사용에 관한 방대한 저술이 나돌고 있다.

그러나 기존적인 기술은 아래에 설명된 것과 동일하다 연령 표준화 사망율은 이두가지 요구중의 어느 쪽이나 충족시켜 준다. 그 하나는 인구의 연령별 구성과 상관없이 독립적으로 한조의 연령별 사망률이 머상일 경우, 인구의 연령별 구성이 그 조사망율에 미칠 가능성있는 영향을 보여주는 일이다. 그러므로 표준화된 비율을 산출하는데는 두가지 사용하는 절차가 있다.

그하나는 상이한 연령별 특수사망율을 표준인구에 적용하는 것이다. 이는 "직접적 표준화" (direct standardization)라고 불리운다.

나머지 한가지는 표준비율들을 상이한 연령별 인구에 적용하는 일로 되여있다. 이는 "간접적 표준화" (Indirect standardization)라고 불리운다. 이양 종류의 어느것이나 그 목적은 또 하나의 다른 인구로부터 도출된 약간의 자료를 토대로 하여 한 인구의 예기되는 사망수를 산출하는데 있다. 이 "예기되는 사망"수는 표준화된 사망율을 계산하는데 사용된다.

가. 표준화된 인구와 결부된 상이한 연령별 특수사망율 (직접적방법) 분명히 두가지 인구의 연령별 구성은 만일 그것이 양쪽의 경우에 있어 동일하지 않으면 이들의 조사망률이 비교를 그르칠 수는 없을 것 같다. 그러므로 이 두인구가 동일한 연령별 구성을 가지고 있다면 그 조사망율이 무엇이 될 것인가를 알아 내고자 힘쓴다.

이는 5세 간격으로 된 연령별 특수사망율을 통해서 이루어지는데 이 목적을 위해서는 동사망률은 실질적으로 인구의 구조와

는 아무런 관계가 없다. (주;이 비율들은 5세연령 계층내의 인구 구성에 의하여 영향을 받는다. 그러나 그효과는 여기에서는 묵살될만 하다. 성인 연령에서는 10 세간격이라 할지라도 중대한 손상을 주는일 없이 사용될수 있다.

이비율들을 표준인구의 각 연령계층의 인구수로 곱한다. 그런데 표준인구는 비교의 근거가 되도록 선정된 인구이다.

이렇게 곱해놓고 보면 동사망률이 1년동안 표준인구에 적용되였을 경우, 예기되는 사망수를 알아볼 수 있게 된다. 이 예상사망총수를 전체 표준인구로 나누어 보면 표준화된 사망률이 된다. 표 7의 자료(「잉글랜드」및「웨일즈」의 직업별 연령별특수 사망율)를 실례로 들어 보기로 하자 각개 직업을 단일수치로 나타내는 일반적 지수를 사용하여 직업과 관련된 사망력을 비교하는 일은 더 용이한 일이다.

먼저 우리는 표준인구가 비교대상 계층의 연령별 특수사망률을 경험하였을 경우에는 표준인구에서 얼마만한 사망수가 있는가를 알아본다. 이 절차는 표 8을 통하여 설명되고 있는데 동표는 농업노동자(A집단)와 일반노동자(별도로 직업별로 분류되지 않은 B집단)의 사망률들을 1931년도 전체 취업인구 및 퇴직남자의 표준인구에 적용시킴으로써 비교하고 있다.

이두 계열의 연령별 특수사망률에 의거한 예상 사망수는 전체 표준인구의 조사망률을 산출하는데 사용된다. (표 8의 5난과 6난) 가상적인 이러한 조사망율들은 0.0610 및 0.1097, 즉 인구 10,000명당 61.0및 109.7이 된다. 환언하면 이러한 가정하에서는 사망력이 일반적으로 B집단보다 A집단이 낮고 A 집단의 표준화

비율이 B집단의 60%이하이다.

나. 상이한 인구와 결부된 표준사망률(〃간접적방법〃)한 인구의 연령별 특수사망률이 결여 되었을 경우에는 이 종류의 표준화된 율은 보다 적은 자료만 가지고도 계산될 수 있다.

그것은 연령별 실제인구(연영인구), 해당 특수사망률 일람표 및 표준인구의 조사망률에 관한 통계들을 필요로 한다. 연령별 실제인구 수치에 그에 각각 해당하는 표준연령별 특수사망률을 곱한다.

이렇게 곱하면 실제인구의 예상사망수가 나온다. 실제인구가 각 연령별 표준화된 사망률을 경험한다면 이들은 모두 합한 결과는 총 사망수가 된다. 그러나 사망률은 표준인구로 부터 산출된 것이기 때문에 실제인구는 각 연령계층에서 이와 같은 사망률로 사망수를 내지 않는다.

실제인구의 사망력의 일반적 수준과 표준인구의 사망력의 수준과의 관계는 예상 사망수에 대한 실제 사망수의 비, 즉 $\frac{\text{실제사망수}}{\text{예상사망수}}$로 (불완전하나마) 표현된다.

이 비에 표준인구의 조사망률을 곱하면 실제인구의 표준화된 사망률이 나온다.

<표 9> 두 직업 집단의 연령별 사망률의 〃직접적〃인 표준화
(기준으로 취업 및 퇴직중인 전체 남성인구를 사용하여)

(표 7 의 자료에 입각함)

(1) 연 령	(2) 사망률 (남자) A 집단 (농업노동자)	(3) 사망률 (남자) B 집단 (일반노동자)	(4) (취업 및 퇴직중인 전체남자)	(5) 〃예상사망수〃 〃A사망률에 의한(2)×(4)	(6) 〃예상사망수〃 B의사망률에 의한(3)×(4)
20 ~ 24	.00265	.00413	1,651,416	4,376	6,820
25 ~ 34	.00268	.00446	3,029,176	8,118	13,510
35 ~ 44	.00404	.00768	2,489,703	10,058	19,121
45 ~ 54	.00749	.01450	2,277,821	17,061	33,028
55 ~ 64	.01645	.02893	1,736,275	28,562	50,230
모든연령 20 ~ 64			11,184,391	68,175	122,709
〃연령별로 표준화된 사망률〃 20 ~ 64 세b				.00610	.01097

주 ; a ~ A 집단의 사망률을 표준인구 (다섯번째 난) 에 적용한다고 가정했을 경우와 B집단의 사망률을 표준인구 (여섯번째 난) 에 적용한다고 가정했을 경우의 예상자수

b ~ "A" 의 총 예상 사망자수와 B 의 총 예상 사망자 수에 입각한 20 ~ 64 세의 전체 표준인구신 11,184,391 의 조사망률

표(8)의 경우와 동일한 직업집단의 연령별 구성과 20 ~ 64 세 연령사이의 총사망수만을 안다 하고 (즉 , 각 계층의 연령별 특수 사망률이 결여되어 있다고 치고) 이들 계층들을 비교해 볼것을 꾀하여 보자

우리는 이 임문을 이렇게 물어 보아야 한다. A 집단과 B집단의 양 집단이 표준인구와 동일한 연령별 특수사망률을 가지고 있다면 A집단과 B집단의 양 집단의 연간 사망수는 각각 얼마나

되는 것으로 예상되는가? 이에 대한 해답은 표(9) (다섯번째 난과 여섯번째난)에 제시되어 있다. 그것은 A집단의 경우가 3.601 이고 B집단의 경우 6.196이다 20 ~ 64 세 계층 사망수를 알아보면 2.574명이 A집단에서, 그리고 7.929 명이 B집단에서 각각 실제로 신고 되었다. (1930 년 ~ 32 년중의 연간 평균)표준인구의 조사망률(두번째 난)을 A집단과 B집단의 예상사망에 대한 실제사망수의 비(다섯번째 난과 여섯번째 난)에 각각 곱하면 연령별 표준률인 0.00611 및 0.01094, 즉 인구 10,000명당 61.1 및 109.4가 각각 나온다.

여기에 있어 이들 수치들은 상기 "직접적"절차로 산출된 율과 거의 동일하다는 것을 특기해 둔다. (주; 이 두 절차는 반드시 이처럼 근접한 결과를 준다고 볼수 없다. 인구 10.000 명당 61 및 109라는 표준화된 연령별 사망율은 62와 114를 각각 시현하고 있는 A 집단과 B집단의 실제 사망율에 그다지 가깝게 상응하고 있지 못하다.

바꾸어 말하여 표준화는 실제 자료의 적절한 대용이 되지 못한다.)

"직접적인 방법에"의해 첫 종류의 표준화된 사망률은 단일지수의 사망력을 필요로 하는 강력한 이유가 있을 경우에는 유리하다 그러나 조사망률은 연령별 인구 구성의 차이로 아무런 영향을 받지 않는 것처럼 보인다.

한 국가의 많은 행정지구의 사망력을 비교하는 일은 연령별 특수 사망률에 의거했을 경우, 혼동이 빚어질 것 같다. 그러나 표준화된 율의 견지에서 보면 그 상대적 입장은 일견하여 명백해진다

직업별 사망률은 그것이 연령별로 표준화 되었고 특히 직업

범주가 많을 경우에는 훨씬 덜 귀찮다.

두째번 종류(〃간접적 표준화)는 실제적 연령별 특수사망력의 일부(또는 전부)가 미상일 경우, 사망률 비교에 대한 연령구조의 차이가 미치는 영향을 대략 허용하도록 꾸며저 있다.

예를 들어 조사망률이 연령 구조의 차이에 의해「바이어스」가 생길 경우 연령별, 특수사망률에 관한 자료가 결여 되어 있다면 이런 편의는 행정구역 또는 지방별 사망력을 비교 하는데 매우 유용하다.

요약하여 이 비율들은 널리 잡다하게 응용될 가능성을 지니고 있다. 그러나 이렇게 사용하는 것은 언제나 요망스러운 일은 못된다.

어느점에서 그들은 전적으로 만족스러운 것은 못된다. 표준선태이 임의롭기 때문에 다른표준이 채택된다면 상이한 결과가 나올수 있다.

간접적방법은 표준인구로 부터 뽑아낸 가상적 정보에 보다 많이 의존하고 있음으로 표준의 송정은 이 방법과 관련되있을 경우 더 큰 효과를 가지고 있는 것처럼 보이거나 또는 최소한 더 불확실한 효과를 지니고 있는것처럼 보인다.

<표 10> 두 직업집단에 관한 연령별 사망률이 "간접적" 표준화 (표준으로 직업및 퇴직중인 전체남성 인구의 사망률을 사용하였음)

(1) 연령	(2)a 표준인구의사망율(남자)	(3)b A집단(남성 농업노동자)	(4)b B집단(남성 일반노동자)	(5) "예상"사망수 c A집단	(6) B집단
20～24	.00315	77,085	93,665	243	295
25～34	.00339	111,361	192,064	378	651
35～44	.00554	76,904	147,067	426	815
45～54	.01111	76,602	143,238	351	1,591
55～64	.02364	72,058	120,28?	1,703	2,844
모든연령20～64	.00855d	414,010	696,323	3,601	6,196
실제 신고된 전체사망수, 연령 20～64[e]				2,574	7,92?
비 : 실제사망수 ÷ 예상사망수				.71480	1.27970
A집단과 B집단의 연령별 표준사망율 ("비")×("표준인구의 율")				.00611	.01094

비고 : a. 취업및 퇴직중의 전체남자 집단이 표준으로 선택되었으며 제시된 비율들은 표 7에서 가져온 것이다.

b. 1931년도「센서스」자료

c. 표준인구의 비율을 A집단(다섯번째 난)에 적용했을 경우, 예상되는 사망수

d. 이것은 20～64세 전체 연령계층의 조사망율이다.

e. 이 자료의 원 출처에서 복사해 온 것이다. 이것은 1930～1932년 기간중에 신고된 사망수의 연간 평균치이다.

절차의 표준화에 대하여 일반적인 평가를 가하는것은 불가능한 일이다.

왜냐 하면 그수치가 그것들이 사용된 환경에 따라 다르기 때문이다. 가상 잘 되었을 경우에는 그들은 인구구조의 효과의 일부를 조사망률로 부터 제거시켜 줌으로서 간결한 비교를 가능하게 해준다.

가장 잘못되었을 경우에는 그들은 사실을 이그러뜨려 희소한 일이기는 하지만 엉뚱한 결론으로 끝고 가기도 한다. 표준화된 비율의 실제적인 방법은 이두 극단적인 양자사이에 있다. 그러나 그들은 아무런 새로운 정보를 더 첨가해 두지 않는다.

실제적 지식이 결여 되었을 경우 그들은 차이를 메꾸어 주거나 요약의 목적을 달성키 해주기 위해 위에서 설명된 방식으로 이미 이용될수 있었던 경우 일부를 실제적으로 희생 시키고 있다.

그들은 다른 또하나의 종류의 질문에 해답할 수는 것이기 때문에 세부적 자료의 분석을 위해 사망률은 그것들을 연구사용하기 위해 작성하였을때 보다도 우연히 이를 인수 하였을 경우 그 뜻을 인식하고 파악하는 것이 중요한 일이다.

FORTRAN IV G LEVEL 19 MAIN

LIFE

READS INPUT, CHECKS ITS CONSISTENCY, AND PUNCHES A STANDARD DECK FOR USE AS INPUT TO OTHER PROGRAMS, ALSO CALLS LIF, WHICH COMPUTES AND PRINTS A LIFE TABLE AND PUNCHES 'LL(X).'

INPUT STARTS WITH 12 CARDS AS FOLLOWS
TITLE CARD (19A4)
TOTALS CARD IN FORMAT (I4,5X,I9,5F 9.0) CONTAINING
THE YEAR (IDATE) IN COLUMNS 1-4
TOTAL POPULATION (IIPP) IN COLUMNS 10-18
TOTAL DEATHS (TDD) IN COLUMNS 19-27
TOTAL BIRTHS (TBB) IN COLUMNS 28-36
MALE BIRTHS (TBBM) IN COLUMNS 37-45
FEMALE BIRTHS (TBBF) IN COLUMNS 46-54
THE NUMBER OF YEARS TO WHICH THE BIRTH AND DEATH DATA APPLY(YEARS)IN COLUMNS 55-63. IF THE NUMBER OF YEARS IS NOT PUNCHED THE DEFAULT VALUE IS ONE YEAR.
MALE POPULATION BY AGE (PPM(I)), 2 CARDS IN FORMAT(10F8.0)
FEMALE POPULATION BY AGE (IPPF (I)), 2 CARDS IN FORMAT (10I8)
BIRTHS BY AGE OF MOTHER (BB (I)), 2 CARDS IN FORMAT (10F8.0)
MALE DEATHS BY AGE (DDM (I)), 2 CARDS IN FORMAT (10F8.0)
FEMALE DEATHS BY AGE (DDF (I)), 2 CARDS IN FORMAT (10F8.0)

AGE GROUPS ARE 0,1-4,5-9,10-14,.....85+,UNKNOWN (20 CATEGORIES).

NEXT ARE THE NUMBERS NN AND MM IN FORMAT (2I4), FOLLOWED BY NN CARDS CONTAINING THE SOURCE NOTES AND MM CARDS DESCRIBING ADJUSTMENTS. IF THERE ARE NO NOTES, THE DATA DECK ENDS WITH A CARD PUNCHED 1 IN COLUMN 4 AND A BLANK CARD.

SETS OF THE ABOVE INPUT MAY BE REPEATED INDEFINITELY. THE PROGRAM TERMINATES EXECUTION WHEN A BLANK TITLE CARD IS READ.

```
0001         DIMENSION NAME(19), NOTE(19), PPM(20), PPF(20), BB
             (20),DDM(20), DDF(20), A,IAGE(19), IPPM(20), IPPF
             (20),IBB(20),IDDM(20),IDDF(20)

                COLUMNS 1-76 OF THE TITLE CARD ARE STORED IN
                'NAME.'
                COLUMNS 77-80 OF THE TITLE CARD MUST ALWAYS
                BE BLANK.

0002         READ 50, NAME, IBK
0003    50   FORMAT (19A4, A4)
0004    52   PRINT 54, NAME
0005    54   FORMAT (1H1 19A4//)
0006         READ 56, IDATE, ITPP, TDD, TBB, IBBM, TBBF, YEARS
0007    56   FORMAT (14,5X,19,5F9.0)
0008         READ 58, IPPM, IPPF
0009    58   FORMAT (10I8/10I8/10I8/10I8)
0010         READ 59,BB,DDM,DDF
0011    59   FORMAT (10F8.0)
                THE DATA HAVE BEEN READ.

                READ AND PRINT S OURCE NOTES (A MINIMUM OF
                ONE NOTE CARD IS REQUIRED--IF THERE ARE NO
                NOTES IT WILL BE BLANK).
0012         READ 60, NN,MM
0013         N=NN + MM
0014    60   FORMAT (2I4)
0015         DO 62 I=1,N
0016         READ 50, NOTE
0017    62   PRINT 64, NOTE
0018    64   FORMAT (1 X 19A4)
0019         IF (N.GT. 23) PRINT 54, NAME
                NOTES HAVE BEEN PRINTED.

                ADJUST THE BIRTHS AND DEATHS TO A ONE-YEAR
                INTERVAL IF THE INPUT APPLIES TO MORE THAN
                ONE YEAR.
0020         IF (YEARS .LE. 0.0 .OR. IFIX(YEARS) .EQ. IO
             GU TO 68
0021         RECIP=1.C/YEARS
0022         TDD=TDD*RECIP
```

```
        TBB=TBB*RECIP
        TBBM=TBBM*RECIP
        TBBF=TBBF*RECIP
        DD 66 I=1,20
        BB(I)=BB(I)*RECIP
        DDM(I)=DDM(I)*RECIP
   66   DDF(I)=DDF(I)*RECIP

           CHECK TO ASCERTAIN IF EACH TOTAL EQUALS THE
           SUM OF THE AGES.
   68   ITPPM = C
        ITPPF = C
        TIBB = 0.
        TDDM = 0.
        TDDF = 0.
        DO 70 I=1,2C
        ITPPM=ITPPM+IPPM(I)
        ITPPF=ITPPF+IPPF(I)
        TTBB = TTBB + BB(I)
        TDDM = TDDM + DOM(I)
   70   TDDF=TDDF + DDF(I)
        ID1=ITPPM+ITPPF-ITPP
        ID2=TTBB-TBB
        ID3=TDDM+TDDF-TDD
        IF(IABS(ID1)+IABS(ID2)+IABS(ID3).LT.1) GO TO 74
        PRINT 72,ID1,ID2,ID3
   72   FORMAT (/// 29H DISCREPANCY IN POPULATION IS 110/
       B 25H DISCREPANCY IN BIRTHS IS 110/25H DISCREPANCY
         IN DEATHS IS
       C 110)
        GO TO 96

        NEXT, PRINT THE DATA.

        FIRST, SET UP THE STUB OF THE TABLE.
   74   IAGE(2)=0
        DO 76 I=3,19
   76   IAGE(I)=IAGE(I-1)+5
        IAGE(1)=0
        IAGE(2)=1
```

```
          CONVERT THE DATA TO INTEGERS FOR PRINTING.
      ITTBB = TTBB
      ITDDM = TDDM
      ITDDF = TDDF
      DO 78 I=1,20
      IBB(I)=BB(I)

          ELIMINATE POSSIBLE MINUS ZEROS.
      IF (IBB(1) .LE. C) IBB (1) = 0
      IDDM (I) = DDM (I)
   78 IDDF(I) = DDF (I)

          PRINT THE TABLE.
      PRINT 80
   80 FORMAT (/// 3X 3HAGE 9X 10HPOPULATION 11X
      6HBIBTHS 12X6HDEATHS  12X D 3HAGE /12X 4HMALE 7X
      6HFEMALE 20X 4HMALE 7X 6HFEMALE /)
      PRINT 82,(IACE(1), IPPM(I),IPPF(I),IBB(I),IDDM(I),
      IDDF(1), IAGE(1),  E I=1,19)
   82 FORMAT (15,5112,19)
      PRINT 84,IPPM(20), IPPF(20), IBB(20), IDDM(20),
       IDDF(20)
   84 FORMAT (/1X 7HUNKNOWN 19,4112,5X 7HUNKNOWN)
      PRINT 85, ITPPM, ITPPF, ITTBB, ITDDM, ITDDF
   85 FORMAT (5X,5(5X,7H_______)/7HO TOTAL, 110,4I12,6X
       5HIOTAL )

          CONVERT THE DATA TO REALS FOR DISTRIBUTION OF
          POPULATION.
      TPPM = ITPPM
      TPPF = ITPPF
      DO 86 I = 1,20
      PPM (I) = IPPM (I)
   86 PPF (I) = IPPF (I)

          DISTRIBUTE THE UNKNOWN CATEGORY OF POPULATION.
      DO 87 I=1,19
      PPM(I)=PPM(I)*TPPM/(TPPM-PPM(20))
      PPF(I)=PPF(I)*TPPF/(TPPF-PPF(20))
      DDM(I)=DDM(I)*TDDM/(TDDM-DDM(20))
```

```
        DDF(I)=DDF(I)*TDDF/(TDDF-DDF(20))
        IPPM(I)=PPM(I)+.5
 87     IPPF(I)=PPF(I)+.5

           PUNCH A NEW DATA DECK.
        ITDD=TDD
        ITBB=TBB
        ITBBM=TBBM
        ITBBF=TBBF
        IBB(18)=TBBM
        IBB(19)=TBBF
        IBB(20)=TBB
        PUNCH 50, NAME
        PUNCH 88, IDATE, ITPP, ITDD, ITBB, ITBBM,
         ITBBF, YEARS
 88     FORMAT (I4,5X 5I9, F9.3)
        PUNCH 90, IPPM, IPPF, IBB
 90     FORMAT (10I8)

           COMPUTE AND PRINT THE MALE LIFE TABLE.
        PRINT 92
 92     FORMAT (21H1LIFE TABLE FOR MALES)
        CALL LIF (PPM, DDM)

           COMPUTE AND PRINT THE FEMALE LIFE TABLE.
        PRINT 94
 94     FORMAT (23H1LIFE TABLE FOR FEMALES)
        CALL LIF (PPF, DDF)

           CHECK FOR ANOTHER SET OF DATA.
 96     READ 50, NAME
        DO 98 I=1,10
        IF (NAME(I) .NE. IBK) GO TO 52

          BLANK CARD AFTER LAST STACKED DATA SET TERMIN-
          ATES PROGRAM.
 98     CONTINUE
        STOP
        END
```

```
0001          SUBROUTINE LIFE(PP,DD)

                PRODUCES A LIFE TABLE THAT ITERATES TO THE DATA.

               INPUT IN FORMAT (10F8.0) IS --
                 1) POPULATION PP(I) FOR AGES 0,1-4,5-9,...85+,
                    AT LAST BIRTHDAY (2 CARDS)
                 2) DEATHS DO(I) FOR THE SAME AGE GROUPS, OVER
                    ONE YEAR THE AVER.AGE PER YEAR OF SOME
                    OTHER PERIOD (2  CARDS)

0002          DIMENSION PP(20, DD(20),VMM(20), VR(20), VL(20),
              VLLP(20),
            A IAGE(20), QX(20), IPP(20), IDD(20), L(20),LL(20),
              NOX(20), VM(20),
            B VA(20), ITT(20),E(20),TT(20)

              LIFE TABLE VARIABLES
                 VMM(I)=AGE-SPECIFIC DEATH RATES
                 VR(I)=RATE OF INCREASE FOR ITH AGE GROUP--
                       LOCAL R
                 SEP=SEPARATION FACTOR FOR AGE ZERO
                 VL(I)=NUMBER SURVIVING COLUMN OF LIFE TABLE
                 VLLP(I)=NUMBER LIVING IN LOCALLY OR SECTION-
                         ALLY STABLE POPULATION--ALSO STORES
                         STATIONARY POPULATION
                 LL(I)=NUMBER LIVING IN STATIONARY POPULATION.

               SET INITIAL VALUES IN ARRAYS.
0003          DD 11 I=1,19
0004          IPP(I)=PP(1)+.5
0005          IF (IPP(I) .EQ. C) PP(I)=1.
0006          VMM(I)=DD(I)/PP(I)
0007     11   VR(I)=.000001
0008          SEP=.07 +1.7*VMM(1)
0009          VL(1)=100000.
0010          VL(2)=VL(1)*(1.-SEP*VMM(1))/(1.+(1.-SEP)*VMM(1))
0011          VL(3)=VL(2)*(1.-1.5*VMM(2))/(1.+2.5*VMM(2))
0012          DO 13 I=3,19
0013          VL(I+1)=VL(I)*(1.-2.5*VMM(I))/(1.+2.5*VMM(I))
```

```
0014   13   VLLP(I)=2.5*(VL(I) + VL(I+1))
0015        VL17=VL(17)

              THE FOLLOWING QUOTIENTS ARE COMPUTED ONCE AND
              STORED TO AVOID RE-COMPUTING THEM MANY TIMES
              IN THE DO-LOOPS AHEAD.
0016        CNSTA=10./3.
0017        CNSTB=5./12.
0018        CNSTC=65./24.
0019        CNSTD=5./24.

              THE MAIN ITERATIVE LOOP IS FROM HERE TO
              STATEMENT 21.
0020        DO 21 J=1,10

              REVISE LL(x) FOR AGES 5-9 AND 85+.
0021        VLLP(3)=2.5*(VL(3)+VL(4)/EXP(5.*VR(3)))
0022        VLLP(19)=CNSTA*VL(19)-CNSTB*VL(18)

              VLLP(I) IS USED FIRST TO STORE THE SECTIONALLY
              STABLE POPULATION AND LATER THE STATIONARY
              POPULATION.

              PERFORM THE ITERATION FOR EACH AGE GROUP
              (10-14..... 80-84).
0023        DO 15 I=4,18

              DEFINE S AS EXP (5*R) TO AVOID RECALCULATING
              EXPONENTIALS.
0024        S=EXP(5.*VR(I))

              COMPUTE THE NEW ITERATE FOR VLLP(I).
0025        VLLP(I)=CNSTC*(VL(I)+VL(I+L)/S)-CNSTD*(VI(I-1)
            *S+VL(1+2)/S*-2)

              COMPUTE NEW ITERATE FOR L(X).
0026        VL(I+1)=S*(VL(I)-(VMM(I)+VR(I))*(VLLP(I)-CNSTS
            *VL(I+1)/S))/C(1.+CNSTC*(VMM(I)+VR(I)))
```

```
            COMPUTE NEW ITERATE FOR AGE-SPECIFIC INCREASE
            RATE VR(I).
          WW=(PP(I-1)/VLLP(I-1)/(PP(I+1)/VLLP(I+1))
          VR(I)=.000001
          IF (WW .GT. 1.0) VR(I)= .1 * ALOG(WW)
          IF (VR(I) .GT. .04) VR(I) = .04
   15     CONTINUE

            TEST FOR CONVERGENCE.
          IF (ABS (VL17 - VL(17)) .LT. 1.)  GO TO 25
          VL 17 = VL(17).
   21     CONTINUE
          PRINT 23
   23     FORMAT (50HC CONVERGENCE WAS NOT ATTAINED
          WITH 10 ITERATIONS) RETURN
            THE ITERATION FOR L(X) IS COMPLETE.

            THE REMAINING COLUMNS OF THE LIFE TABLE
            WILL NOW BE COMPUTE) STARTING WITH THOSE
            CALCULATED FROM TOP TO BOTTOM,
   25     DD 27 I=1,19
          IAGE(I)=5*I-10
          QX(I)=1.0-VL(I+1)/VL(I)
          NDX(I)=VL(I)-VL(I+1)+0.5
          IF(I .LT. 4 .OR. I .EQ. 19) GO TO 27
          VLLP(I)=CNSTC*(VL(I)+VL(I+1)) - CNSTD*(VL(I-1)+
          VL(1+2))
   27     CONTINUE

            SOME OF THE ABOVE COMPUTATIONS MUST BE MODIFIED
            FOR THE LOWEST AND HIGHEST AGE GROUPS.
          NDX(19)=VL(19)+0.5
          QX(19)=1.0
          IAGE(1)=0
          IAGE(2)=1
          VLLP(1)=SEP*VL(1)+(1.0-SEP)*VL(2)
          VLLP(2)=1.5*VL(*)+(2.5*VL(3)
          VLLP(3)=2.5*(VL(3)+VL(4))
          VLLP(19)=VL(19)/VMM(19)
          TT(19)=VLLP(19)
```

```
                THE NEXT LOOP COMPUTES FROM THE BOTTOM TO THE TOP.
                TO DO THIS, INDEX I TAKES ON VALUES 19,18......
                1 AS J=1,19.
0054          DO 29 J=1,19
0055          I=20-J
0056          VM(I)=(VL(I)-VL(I+1))/VLLP(I)
0057          VA(I)=(VLLP(I)-5.0*VL(I+1)/(VL(I)-VL (I+1))
0058          IF (I .NE. 19) TT(I)=TT(I+1)+VLLP(I)

0059    29    E(I)=TT(I)/VL(I)

                AGAIN, SOME VALUES REQUIRE ADJUSTMENT.
0060          VA(1)=SEP
0061          VA(2)=1.5
0062          VA(3)=2.5
0063          VA(19)=E(19)

                IN ORDER TO SUPPERSS DECIMAL POINTS CONVERT TO
                INTEGERS BEFORE PRINTING.
0064          DD 31 I=1,19
0065          IDD(I)=DD(I)
0066          L(I)=VL(I)+0.5
0067          LL(I)=VLLP(I)+0.5
0068    31    ITT(I)=TT(I)+0.5

0069          PRINT 33
0070    33    FORMAT (//4HOAGE 7x2HPP 8x2HDD 8x4HQ(X) 6x4HL(X)
              7x4HD(X) 5xE 5HLL(X) 5x3HAGE /)

                PRINT THE FIRST SIX COLUMNS OF THE LIFE TABLE,
0071          PRINT 35,(IAGE(I), IPP(I), IDD(I), QX(I), L(I),
              NDX(I), LL(I), IAGE(I),
              D I=1,19)
0072    35    FORMAT (1x 13,111,19,F12.6,3110.17)
0073          PRINT 37
0074    37    FORMAT(/// 4HOAGE 6x4HM(X) 7x4HA(X) 6x5HTT(X) 6x
              4HB(X) 5x4HB(X) 6x F 5HMM(X) 5x3HAGE /)

                PRINT THE SECOND SIX COLUMNS OF THE LIFE TABLE.
0075          PRINT 39, (IAGE(I), MM(I), VA(I),ITT(I),VR(I),E(I)
              VMM(I),  G IAGE(D), I=1,19)
```

```
0076    39   FORMAT (1X13, F11.6, F10.3, I12, F9.4, F10.3,
             F11.6, 16)

                PUNCH LL(X) FOR FUTURE PROGRAMS--FORMAT (10I8).
0077         LL(20)=0
0078         PUNCH 41, LL
0079    41   FORMAT (10I8)
0080         RETURN
0081         END
```

POLATE

```
      COMMON/A/ TITLE(20), IPUNCH, ITP
      DIMENSION PP(20), SK(100), SKSK(500)
      READ 5, NPOPS, IPUNCH, ITP
    5 FORMAT (315)
      IF(ITP.LE.0) ITP=6
      DO 145 L=1, NPOPS
      READ 110, TITLE, N, M, PP
  110 FORMAT (20A4/215/(10F8.0)
  110 FORMAT (20A4/215/(8F10.0)
      WRITE(ITP,111)TITLE
  111 FORMAT (1H1,20A4)
      WRITE(ITP,115)
  115 FORMAT(1H3,9x,3HAGE 17X 10HPOPULATION//)
      N=N/5+1
      M=M/5+1
      DO 120 I=N,M
      12=5*1-5
  120 WRITE(ITP,125) 12,PP(I)
  125 FORMAT (10X,14,10X, F15.1)
      CALL OSCUL (PP,20, SK,100,N,M,N)
      IF (SK(1).LT.0.) GO TO 145
      J=5*(M-N+1)
      CALL OSCUL (SK,100,SKSK,500,I,J,N)
  145 CONTINUE
      STOP
      END
```

```
0001          SUBROUTINE OSCUL(VK,N,SK,M,MSTART,MSTOP,NS)          25
0002          COMMON/A/ TITLE(20), IPUNCH, ITP
0003          DIMENSION VK(N), S K(M),AAA(5,5),XXX(5,5),YYY
              (5,5),ZZZ(5,5)                                       26
0004          DATA ZZZ/+.3237,+.2586,+.1956,+.1370,+.0851,
              -.1252,-.0744,-.0064,                                27
              1. +.0680,+.1380,-.0786,+.0076,+.0376,+.0300,
                 +.0034,+.1180,+0136,                              28
              2. -.0384,-.0520,-.0412,-.0379,-.0054,+.0116,
                 +.0170,+.0147/                                    29
0005          DATA XXX/+.0420,+.0094,-.0114,-.0205,-.0195,
              +.1936,+.2264,+.2296                                 30
              1. +.2020,+.1484,-.0248,-.0396,-.0284,+.0130,
                 +0798,-.0192,+.0024,                              31
              2. +.0136,+.0100,-.0068,+.0084,+0014,-.0034,
                 -.0045,-.0019/                                    32
0006          DATE YYY/-.0117,-.0019,+.0048,+.0061,+.0027
              +.0804,+.0156,-.0272,                                33
              1. -.0404,-.0284,+.1570,+.2206,+.2448,+.2206,
                 +.1570,-.0284,-.0404                              34
              2. -.0272,+.0156,+.0804,+.0027,+.0061,+.0048,
                 -.0019,-.0117/                                    35
0007          L=0                                                  36
0008          IF (MSTOP-MSTART.GE.4) GO TO 14                      37
0009          WRITE(ITP,12)
0010    12    FORMAT (IHO,41HINTERVAL OF GRADUATION TOO SHORT
              --ABORT)                                             39
0011          SK(1)=-99.                                           40
0012          RETURN                                               41
0013    14    DO 15 I=1,5                                          42
0014          DO 15 J=1,5                                          43
0015    15    AAA(I,J)=ZZZ(I,J)                                    44
0016          ISTART=MSTART                                        45
0017          ISTOP=MSTART                                         46
0018          INCR=0                                               47
0019    24    DO 25 I=ISTART, ISTOP                                48
0020          II=(I-MSTART)*5                                      49
0021          DO 25 J=1,5                                          50
0022          IIJ=II+J                                             51
0023          SK(IIJ)=0                                            52
```

```
0024          DO 25 K=1,5
0025          IKINCR=I+k-1+INCR
0026    25    S K(IIJ)=SK(IIJ)+AAA(J,K)*VK(IKINCR)
0027          L=L+1
0028          GO TO (30,40,30,60,50),L
0029    30    DO 35 I=1,3
0030          I6=6-1
0031          DO 35 J=1,5
0032          J6=6-J
0033          X=AAA(I,J)
0034          AAA(I,J)=AAA(I6,J6)
0035    35    AAA(I6,J6)=X
0036          X=AAA(4,5)
0037          AAA(4,5)=AAA(2,1)
0038          AAA(2,1)=X
0039          ISTART=MSTOP-L/2
0040          ISTOP=MSTOP-L/2
0041          INCR=4+L/2
0042          GO TO 24
0043    40    DO 45 I=1,5
0044          DO 45 J=1,5
0045    45    AAA(I,J)=XXX(I,J)
0046          ISTART=MSTART+1
0047          ISTOP=MSTART+1
0048          INCR=-1
0049          GO TO 24
0049    60    DO 65 I=1,5
0051          DO 65 J=1,5
0052    65    AAA(I,J)=YYY(I,J)
0053          ISTART=MSTART+2
0054          ISTOP=MSTOP-2
0055          INCR=-2
0056          GO TO 24
0057    50    CONTINUE
0058          IF(N.EQ.20) GO TO 54
0059          WRITE(ITP,53)
0060    53    FORMAT(1H1,23X,27HGRADUATION INTO FIFTHS OF
              A/5H AGE,28X,
              111HYEAR OF AGE,21X,9HTOTAL FOR/13X,2H0.,8X,
              2H.2,9X,2H.4,9X,
              22H.6,9X,2H.8,7X,9HAGE GROUP/)
```

```
0061        GO TO 56                                                92
0062   54   WRITE(ITP,55) (I,I=1,4)
0064   55   FORMAT (1H1 22X 23HGRADUATION INTO SINGLE /5H
            AGE 23X 12HYEARS OF                                      94
           G AGE 25X 9HTOTAL FOR /13X, 1HO, 4I11, 7X,
            9HAGE GROUP/)                                            95
0064   56   DO 70 I=MSTART,MSTOP                                     96
0065        IF(N.EQ.20) GO TO 57                                     97
0066        I1=(NS-1)*5+1÷1
0067        GO TO 58                                                 99
0068   57   I1=5*I-5
0069   58   J=5*(I-MSTART)                                          101
0070        TOTAL=0..                                               102
0071        DO 68 K=1,5                                             103
0072        JK=J+K                                                  104
0073   68   TOTAL=TOTAL+SK(JK)                                      105
0074        IB=J+1                                                  106
0075        IE=J+5                                                  107
0076   70   WRITE(ITP,75)11,(SK(K),K=IB,IE),TOTAL
0077        IF(N.EQ.20.AND.IPUNCH.GTO)) PUNCH 100,
            TITLE,(SK(K),K=1,10)
0078  100   FORMAT(20A4/10F8.0)
0079   75   FORMAT(1X,I3,2x5F11.0,F13.0)
0080        RETURN                                                  110
0081        END                                                     111
```