

韓國人 期待餘命의 限界推定에 관한 研究

千聖秀 · 金正根
(서울대학교 保健大學院)

《目 次》

I. 緒 論	III. 研究結果 및 考察
II. 研究資料 및 方法	IV. 結 論

I. 緒 論

1. 研究의 背景

人間의 壽命의 길이를 豫測하고 推定하는 일은 경험하지 못한 사실이기 때문에 힘들고 조심스러운 過程이다. 그러나 누구나 각 개인에게 賦與된 壽命의 길이에 대해 크다란 애착과 관심을 가지고 있다. 疾病이나 傷害없는 건강한 삶과 天壽를 누리는 일은 오랜 옛날부터 가져온 所望이고 바램이었다. 그래서 다양한 방법으로 人類 共通의 本質的인 궁극증을 해결해보려고 試圖하고 있다. 하지만 각 방법들이 안고 있는 本質的인 制限點들 때문에 具體的인 合意點에 도달하고 있지는 못한 실정이다.

Gompertz 成長曲線에 의한 方法은 과거 期待餘命의 상승폭을 이용하여 시간의 經過에도 더 이상 數値가 증가하지 않는 地點을 期待餘命의 限界로 推定한다. 하지만 이 方法을 통해서 期待餘命의 限界를 推定하는데 몇가지의 制限點들이 있다. 첫째로, 數理的 特長 때문에 비교적 안정되고 완만한 수명의 증가 자료를 적용할 경우와 不規則的이고 비교적 급속한 증가 현상을 보이는 자료를 적용할 경우의 경향식이 차이가 나기 때문에 限界地點에 대한 차이의 폭이 크게 된다. 따라서 어떠한 자료를 적용하느냐가 중요한 關鍵이라 할 수 있다. 둘째로, 適用資料의 增加數値가 전반부분의 증가폭이 중, 후반의 증가폭보다 커야하는 短點이 있다. 셋째로, 먼 장래를 예측하기에는 부족한 감이 있다. 왜냐하면 과거의 평균수명의 증가조건이 現在와 未來의 조건들과 일치하지 않기 때문이

다. 하지만 Gompertz 曲線은 가까운 장래를 예측하는데는 상당히 유용하다.⁽¹⁶⁾

死因除去모델을 이용하여 期待餘命의 限界를 推定하는 연구가 최근에 많이 進行되고 있다. 그러나 사망자료의 精確성과 內的原因除去의 難易性 등의 문제가 있다.⁽²²⁾ 그래서 사망원인들 사이의 의존성을 推定하기 위해서는 사망자료에서 발견되어지는 것보다 더 많은 情報가 요구된다. 본 방법에서의 理論的 期待餘命의 限界는 모든 死因들을 除去함으로 얻어진다. 그러나 그러한 原因들 중에 어느 것도 除去되지 않았다. 예를 들어 1970년과 1989년의 17大分類에 의한 死因의 비율을 비교하여 보면 1989년의 5대 死因의 비율 [循環器系疾患(390-459) 29.7%, 惡性新生物(140-239) 19.4%, 損傷 및 中毒(800-999) 14.9%, 呼吸器系疾患(460-519) 4.4%, 感染性 및 寄生蟲性疾患(001-519), 3.0%]이 71.4%였고 1970년의 동일 死因 비율 [循環器系疾患 11.6%, 呼吸器系疾患 8.4%, 感染性 및 寄生蟲性疾患 7.2%, 惡性新生物 5.2%, 損傷 및 中毒4.6%]이 37%였다. 단, 症狀徵候 및 不明確한 病態(780-799)가 1970년에는 57.2%였는데 1989년에는 14.5%였다.⁽²⁸⁾ 비교대상의 2개 年度間的 診斷技術의 차이를 고려한다 할지라도 1970년에서 1989년까지에 死因이 감소되지 않았고 오히려 同一 死因이 증가되었음을 알 수 있다. 반면에 1970년의 平均壽命이 남자 59.77세, 여자 66.70세에서 1989년에는 남자 66.92세, 여자 74.96세로 19년동안 남녀 각각 7.15년, 8.26년의 평균수명이 크게 延長되었다. 그러므로 19년간 延長된 평균수명은 死因除去에 基因된 것이 아니라 다른 원인들에 基因된 것임을 알 수 있다. 만약 동일 비율의 遲延(남:0.376년/년, 여:0.435년/년)이 계속된다고 假定하면 死因의 제거없이도 2010년에는 남자가 74.82세에 여자가 84.10세에 도달될 것이다.

B. L. Strehler는 '老化和 死亡의 多面的 모델'을 통해서 기대여명의 限界를 추정하였다.⁽¹⁴⁾ 사망자료로 부터 Gompertz 사망곡선과 Maxwell-Boltzmann 에너지 분포법칙을 기본으로 하여 인간기능의 감소율을 유도하여서 그 시점에서의 期待餘命의 限界를 推定하는 방법으로 인구집단의 경험적 연구에서 이들은 Gompertz 함수에 '多面的 모델'을 換算하였다. Gompertz 사망함수는 노년에서의 사망이 사망위험과 관계된 한가지 斷面에 의해 지배된다는 것을 假定하므로 合理化되었다.⁽¹³⁾

이외에도 여러방법들이 期待餘命의 推定方法으로 제시되고 있으나 각 방법들이 갖는 한계와 제한점들 때문에 期待餘命을 推定하는데 합의된 방법은 아직 없다.^(8, 13)

2. 研究目的

좀 더 타당하고 합리적인 韓國人의 期待餘命의 限界를 推定하기 위해서는 단순한 死亡資料와 生命表 이외의 다양한 자료가 요구된다.⁽⁸⁾ 그러나 本 論文에서는 死亡資料 이외의 資料를 수집하기에는 시간적 기술적 제한 때문에 산발적으로 작성된 生命表와 死亡資料만을 이용할 수 있는 방법들을 적용하여야 한다. 따라서 本 研究는 다음과 같은 具體的인 방법으로 韓國人의 期待餘命의 限界를 推定하고자 한다.

1) Gompertz 成長曲線을 이용하여 將來 韓國人의 期待餘命의 增加 推移와 增加 限界를 推定한다.

2) 死因除去모델을 통해서 1991년의 全 死因이 제거되었을 때의 壽命延長寄與度와 期待餘命의 理論的 限界를 推定한다.

3) '老化和 死亡의 多面的 모델'을 적용하여 韓國人의 老化率 및 期待餘命의 限界를 推定한다.

II. 研究資料 및 方法

1. 研究資料

1) Gompertz 成長曲線을 위한 資料

本 方法은 平均壽命(0세 에서의 期待餘命)의 時系列的인 傾向을 파악하여 장래를 豫測하려는 것이므로 적용기간 동안의 等間隔資料를 필요로한다. 그러나 지금까지 작성되어온 생명표는 作成方法이 一致하고 있지 않으며⁽²⁶⁾ 작성

에 이용된 자료들도 일관되지 않기 때문에 기존의 生命표들을 確立적으로 적용하는데 문제가 있다. 뿐만 아니라 1945-1955년까지 3차례에 걸쳐 人口 總調査를 施行하지 못하였으므로 生命표작성이 중단되어 等間隔資料를 算出하는데 많은 制限點을 가지게 되었다. 이러한 制限點들을 보완하기 위해 다음과 같은 方法을 적용하여 等間隔資料를 만들었다.

Table 1. Estimates of Life Expectancy at Birth in Korea (1905-1990)

Year	Male	Female	Sources
1905	22.62	24.44	a
1910	24.01	26.00	b
1915	25.83	28.18	c
1920	28.29	30.84	d
1925	32.39	34.88	e
1930	36.30	38.53	f
1935	40.58	44.66	g
1940	42.99	47.65	h
1945	45.55	50.69	i
1950	48.25	53.91	j
1955	51.12	57.34	k
1960	54.92	60.99	l
1965	57.21	64.07	m
1970	59.77	66.70	n
1975	62.71	69.11	o
1980	63.16	70.34	p
1985	64.92	73.33	q
1990	67.41	75.37	r

a,b,c,d,g : Ishi, Y., An analysis of population growth in Korea, 1972.

e : Mizushima, H., Life table for peoples in Korea, 1940.

Kwon, T. H., Constructing life tables for Korea during 1925-70, 1975.

f : Choe, H.Y., Life tables for peoples in Korea, 1939.

Kwon, T.H., 1975.

h, i, j, k : Obtained from Ishi, Y.(1942 life tables) and 'l'.

l : Bureau of Statistics, E.P.B., 1961.

m : Bureau of Statistics, E.P.B., 1966.

n,o : Bureau of Statistics, E.P.B., 1981.

p,q,r : Bureau of Statistics, 1990.

i) 우리나라 最初의 生命表는 1938년 水島가 만든 1925-30년의 生命표^(17, 21)인데 이것을 이용하여 1906년의 生命표를 推計한 것이 년도상 最初의 韓國人 生命表이다^(21, 27). 때문에 總觀察期間을 1906년에서 1989년까지로 하고 5년 等間隔의 平均수명(0세에서의 기대여명)을 誘導하여 18個群으로 하기 위해서 이 기간 동안 人口學者, 研究機關, 政府機關 등에 의해 散發的으로 작성 발표된 모든 生命표를 대상으로 하여 內, 外插法을 이용하여 1905년에서 1990년까지의 平均壽命資料를 작성하였다.

ii) 1945년-55년의 작성되지 않은 3個群의 平均수명은 前後資料를 기초로 하여 매년 같은 비율로 증가한다는 假定下에 補間하였으며 여자는 1942년과 1961년 生命표를 基礎로 하였고 남자는 1935년과 1955-1960년 生命표를 基礎로 하였다^(21, 27).

iii) Gompertz 傾向線을 誘導하기 위해서는 平均壽命 즉, 0세에서의 期待餘命만이 필요하므로 年齡別期待餘命의 等間隔資料는 작성하지 않았다.

위와 같은 방법으로 작성한 1905-1990년의 男女別 平均壽命의 내용은 <표 1>과 같다.

2) 死因에 關한 資料

本 研究에서 活用한 死因에 關한 資料는 1992년에 통계청이 발표한 '1991년 死亡原因 統計年報'이며, 人口動態申告중 死亡申告資料를 기초로 하여 작성된 것이다. 이 보고서는 1991년도에 사망한 것으로 신고된 237,138건 중 死因分類가 가능한 199,673건 만을 대상으로 韓國標準疾病死因分類에 의하여 綜合集計한 것이다. 1991년도 發生 申告 死亡者의 특성은 <표2-1, 2-2>와 같다. 또한 選定된 死因의 國際疾病分類 項目은 우리나라의 사망을 지배하는 死因構造와 保健水準에 미치는 意義를 고려하여⁽²²⁾ 感染性 및 寄生蟲性疾患(001-139), 惡性

新生物(140-208), 高血壓性疾患(401-405), 虛血性 心疾患과 肺循環疾患 및 기타 心疾患(410-429 : 이하 心疾患이라 함), 腦血管 疾患(430-438), 慢性 肝疾患 및 硬變症(571: 이하 肝疾患이라 함), 損傷 및 中毒(800-999)과 그 외의 모든 死因 등 8種으로 구분하였다. 이상 8種의 死因에 의한 사망자수 및 비율은 <표2-1, 2-2>와 같다. 1991년의 分類可能資料인 남자의 119,253건과 여자의 82,420건에 대해 본 연구에서 선정한 8가지 死因중 기타의 모든 사인을 제외한 7대 주요 死因別 構成比率를 보면 남자의 74.8 %, 여자의 63.9 %가 이 範疇에 해당된다.

3) '老化和 死亡의 多面的 모델適用 資料

本 方法에서 사용한 자료는 1990년 經濟企劃院 調查統計局이 발표한 '1989년 韓國人 簡易生命表'를 적용하였다. 년도별 수직 비교를 위해서 1989년 韓國人口保健研究院에서 작성 발표한 1970년의 生命表⁽³³⁾와 經濟企劃院調查統計局이 발표한 1978-79년 生命表 및 同기관에서 推計한 1983년, 1985년, 1987년 生命表를 適用하였다. 本 모델에서 가장 중요한 자료 중 하나는 生命표인데 生命표로부터 연령별 사망 패턴을 구하는 것이다. 즉 精確한 사망패턴으로 老化率을 誘導해 내는 것이다. 일반적으로 연령별 사망패턴은 0세에서는 사망률이 높다가 점차 低下하여 10-14세에서 最低를 기록하였다가 점차 상승하는 형태를 보이는데 本 방법에서는 사망률의 自然對數의 값이 일정한 상승을 보여주는 30세-80세의 區間을 적용하게 된다⁽¹⁴⁾. 生命표를 적용함에 있어 최근까지 공식적으로 活用되고 있는 生命표는 1978-79년에 실시한 人口動態標本調查 結果를 기초로 작성된 "1978-79 韓國人의 生命表"와 1983년, 1985년, 1987년 및 1989년 人口動態 申告資料를 基礎資料로 하는 1983년, 1985년, 1987년,

1989년의 생명표이다. 특히 1989년 생명표는 한 것이라고 할 수 있다⁽²⁹⁾.
우리나라의 사망 패턴을 보여주는데 있어 충분

Table 2-1. Classifiable Deaths from Major Causes for Male (%), 1991

Age	All Causes	感染性 001-139	新生物 140-208	高血壓性 401-405	心疾患 410-429	腦血管性 430-438	肝疾患 571	損傷中毒 800-999	其他
0	955	38 (4.0)	19 (2.0)	0 (0.0)	38 (4.0)	8 (0.8)	0 (0.0)	107 (11.2)	745 (78.0)
1-4	1,204	30 (2.5)	64 (5.3)	0 (0.0)	44 (3.7)	22 (1.8)	0 (0.0)	673 (55.9)	371 (30.8)
5-9	1,083	26 (2.4)	77 (7.1)	0 (0.0)	52 (4.8)	27 (2.5)	0 (0.0)	669 (61.8)	232 (21.4)
10-14	859	20 (2.3)	92 (10.7)	0 (0.0)	58 (6.8)	29 (3.4)	0 (0.0)	420 (48.9)	240 (27.9)
15-19	2,455	53 (2.2)	126 (5.1)	17 (0.7)	217 (8.8)	57 (2.3)	0 (0.0)	1,522 (62.0)	463 (18.9)
20-24	3,034	52 (1.7)	181 (6.0)	14 (0.5)	148 (4.9)	56 (1.8)	22 (0.7)	2,248 (74.1)	313 (10.3)
25-29	3,669	90 (2.5)	252 (6.9)	42 (1.1)	246 (6.7)	100 (2.7)	86 (2.3)	2,465 (67.2)	388 (10.6)
30-34	4,923	173 (3.5)	499 (10.1)	79 (1.6)	359 (7.3)	165 (3.4)	418 (8.5)	2,605 (52.9)	625 (12.7)
35-39	5,652	245 (4.3)	780 (13.8)	124 (2.2)	485 (8.6)	263 (4.7)	732 (13.0)	2,237 (39.6)	786 (13.9)
40-44	6,689	282 (4.2)	1,275 (19.1)	206 (3.1)	509 (7.6)	418 (6.2)	988 (14.8)	1,953 (29.2)	1,058 (15.8)
45-49	8,789	315 (3.6)	2,079 (23.7)	330 (3.8)	675 (7.7)	714 (8.1)	1,386 (15.8)	1,924 (21.9)	1,366 (15.5)
50-54	11,862	451 (3.8)	3,355 (28.3)	561 (4.7)	841 (7.1)	1,088 (9.2)	1,633 (13.8)	1,973 (16.6)	1,960 (16.5)
55-59	12,512	433 (3.5)	3,929 (31.4)	688 (5.5)	870 (7.0)	1,453 (11.6)	1,303 (10.4)	1,451 (11.6)	2,385 (19.1)
60-64	12,278	403 (3.3)	3,748 (30.5)	741 (6.0)	966 (7.9)	1,657 (13.5)	864 (7.0)	1,007 (8.2)	2,892 (23.6)
65-69	12,841	410 (3.2)	3,632 (28.3)	851 (6.6)	972 (7.6)	2,134 (16.6)	581 (4.5)	764 (5.9)	3,497 (27.3)
70-74	11,663	319 (2.7)	2,580 (22.1)	776 (6.7)	976 (8.4)	2,082 (17.9)	360 (3.1)	599 (5.1)	3,971 (34.0)
75-79	9,108	199 (2.2)	1,396 (15.3)	642 (7.0)	846 (9.3)	1,608 (17.7)	196 (2.2)	406 (4.5)	3,815 (41.9)
80-84	6,032	115 (1.9)	611 (10.1)	440 (7.3)	657 (10.9)	1,013 (16.8)	92 (1.5)	205 (3.7)	2,899 (48.1)
85+	3,645	45 (1.4)	176 (4.8)	258 (4.8)	491 (13.5)	464 (12.3)	37 (1.0)	110 (3.0)	2,064 (56.6)
Total	119,253	3,699 (3.1)	24,871 (20.9)	5,769 (4.8)	9,450 (7.9)	13,358 (11.2)	8,698 (7.3)	23,338 (19.6)	30,070 (25.2)

Table 2-2. Classifiable Deaths from Major Causes for Female (%), 1991

Age	All Causes	感染性 001-139	新生物 140-208	高血壓性 401-405	心疾患 410-429	腦血管性 430-438	肝疾患 571	損傷中毒 800-999	其他
0	860	37 (4.3)	12 (1.4)	0 (0.0)	41 (4.8)	12 (1.4)	0 (0.0)	85 (9.9)	673 (78.3)
1-4	96,889	26 (2.9)	44 (4.9)	0 (0.0)	60 (6.7)	16 (1.8)	0 (0.0)	405 (45.6)	338 (38.0)
5-9	651	22 (3.4)	43 (6.6)	0 (0.0)	41 (6.3)	19 (2.9)	0 (0.0)	316 (48.5)	210 (32.3)
10-14	560	15 (2.7)	64 (11.4)	0 (0.0)	43 (7.7)	17 (3.0)	0 (0.0)	228 (40.7)	193 (34.5)
15-19	873	37 (4.2)	84 (9.6)	5 (0.6)	87 (10.0)	26 (3.0)	0 (0.0)	381 (43.6)	253 (29.0)
20-24	1,343	51 (4.5)	167 (12.4)	16 (1.2)	118 (8.8)	36 (2.7)	14 (1.0)	622 (46.3)	309 (23.0)
25-29	1,427	72 (5.0)	249 (17.4)	23 (1.6)	128 (9.0)	49 (3.4)	15 (1.1)	569 (39.9)	322 (22.6)
30-34	1,842	99 (5.4)	492 (26.7)	34 (1.8)	152 (8.3)	67 (3.6)	51 (2.8)	566 (30.7)	381 (20.7)
35-39	1,924	82 (4.3)	569 (29.6)	77 (4.0)	155 (8.1)	129 (6.7)	76 (4.0)	494 (25.7)	342 (17.8)
40-44	2,183	92 (4.2)	689 (31.6)	101 (4.6)	182 (8.3)	221 (10.1)	98 (4.5)	426 (19.5)	374 (17.1)
45-49	3,111	86 (2.8)	997 (32.0)	195 (6.3)	257 (8.3)	391 (12.6)	177 (5.7)	469 (15.1)	539 (17.3)
50-54	4,500	106 (2.4)	1,448 (32.2)	327 (7.3)	345 (7.7)	681 (15.1)	259 (5.8)	545 (12.1)	789 (17.5)
55-59	5,534	97 (1.8)	1,673 (30.2)	484 (8.7)	447 (8.1)	953 (17.2)	267 (4.8)	514 (9.3)	1,099 (19.9)
60-64	6,858	118 (1.7)	1,791 (26.1)	521 (7.6)	612 (8.9)	1,301 (19.0)	234 (3.4)	467 (6.8)	1,814 (26.5)
65-69	8,263	118 (1.4)	1,697 (20.5)	645 (7.8)	794 (9.6)	1,779 (21.5)	213 (2.6)	507 (6.1)	2,510 (30.4)
70-74	9,372	132 (1.4)	1,463 (15.6)	690 (7.4)	948 (10.1)	2,126 (22.7)	152 (1.6)	454 (4.8)	3,407 (36.4)
75-79	10,706	147 (1.4)	1,107 (10.3)	770 (7.2)	1,310 (12.2)	2,326 (21.7)	91 (0.8)	370 (3.5)	4,585 (42.8)
80-84	9,298	95 (1.0)	556 (6.0)	650 (7.0)	1,188 (12.8)	1,645 (17.7)	71 (0.8)	258 (2.8)	4,835 (52.0)
85+	10,226	104 (1.0)	331 (3.2)	601 (5.9)	1,549 (15.1)	1,316 (12.9)	67 (0.7)	194 (1.9)	6,064 (59.3)
Total	80,420	1,546 (1.9)	13,476 (16.8)	5,139 (6.4)	8,457 (10.5)	13,110 (16.3)	1,785 (2.2)	7,870 (9.8)	29,037 (36.1)

2. 研究方法

本 研究에서 시도하려는 방법은 數式모델인 'Gompertz 成長曲線모델'과 '死因除去 모델'과 '老化和 死亡의 多面的모델'이다.

1) Gompertz 成長曲線모델

Gompertz 成長曲線은 적용대상의 증가현상이 초기의 증가속도에서 점차 상승하여 최고점에 도달하면 그 후부터는 증가력이 상대적으로 감소되어 특정한 飽和限界에 도달한다는 假定

하에서 적용된다.⁽²⁵⁾

Gompertz曲線의 方程式은

$$y = k \cdot g^x \quad (y : \text{期待餘命}, x : \text{時間變數}) \dots\dots (1)$$

이다.

(1)式的 兩邊을 常用對數로 잡으면

$$\log y = \log k + c^x \log g, \text{ 여기서 } \log y = Y, \log k = K, \log g = G \text{ 라고 하면 } Y = K + C^x \cdot G \text{ 가 된다.}$$

等間隔資料를 N個씩 3群으로 나눈다. 따라서 적용자료는 모두 3·N개가 필요하다. 式(1)에 있어서 x가 (M≥0)으로 부터 시작하 N個씩의 群으로 나누어져 있다고 하면

	X	Y
	M	$Y_M = K + GC^M$
N	M+1	$Y_{M+1} = K + GC^{M+1}$
	.	.
	.	.
	M+N-1	$Y_{M+N-1} = K + GC^{M+N-1}$

$\sum_1 : \sum Y_i = NK + GC^M(1 + C + \dots + C^{N-1})$ 이고, 이와 같은 형태로 나머지 2 群의 合을 구하면

$$\sum_2 : \sum Y_i = NK + GC^{M+N}(1 + C + \dots + C^{N-1})$$

$\sum_3 : \sum Y_i = NK + GC^{M+2N}(1 + C + \dots + C^{N-1})$ 이 된다.

따라서

$$\Delta \sum_1 = \sum_2 - \sum_1 = GC^M(C^N - 1)(1 + C + \dots + C^{N-1})$$

$$\Delta \sum_2 = \sum_3 - \sum_2 = GC^{M+N}(C^N - 1)(1 + C + \dots + C^{N-1}) \text{ 이다.}$$

그러므로

$$C^N = \Delta \sum_2 / \Delta \sum_1 \dots\dots\dots (2)$$

$$G = \Delta \sum_1 (C - 1) / C^M (C^N - 1)^2 \dots\dots\dots (3)$$

$$K = \frac{1}{N} \cdot \{ \sum_1 - GC^M \cdot (C^N - 1) / (C - 1) \} \dots\dots\dots (4) \text{ 이다.}$$

(2)(3)(4)式에 의해 C,G,K를 求하여 $Y = K + C^x$

·G 式을 얻은 후 다시 兩邊에 anti-log를 취하면 $y = k \cdot g^x$ 의 推計式을 얻게 된다.

2) 死因除去모델

年齡 $x-x+n$ 에서의 死亡確率을 ${}_nq_x$ 라 할 때 全死因中 特定 死因 k가 除去되었을 경우의 死亡確率은,

$${}_nq_{xk} = 1 - (1 - {}_nq_x)^{1 - r^x k} \dots\dots\dots (5)$$

(단, ${}_nr_x$ 는 年齡 $x-x+n$ 에서의 死因 k로 인한 사망자의 비율로 주어진다.)

本 研究에서는 ${}_nq_{x \cdot k}$ 를 死因 k가 除去되었을 경우 年齡 $x-x+n$ 에 이르기까지의 사망확률로 하여 1989년 生命표와 같은 방법에 의해 이때의 平均여명 $e_{x \cdot k}$ 를 觀측한 다음 이를 全死因이 작용할 때의 平均여명 e_x 와 比較하여 死因 제거에 따른 年齡別增加量 $e_{x \cdot k}$ 및 增加率 $e_{x \cdot k} / e_x$ 를 測定하였다^(22,29).

$$\text{즉, } l_{x+n \cdot k} = l_{x \cdot k} \cdot (1 - {}_nq_{x \cdot k})$$

$${}_nL_{x \cdot k}; {}_1L_{0 \cdot k} = {}_1a_0 \cdot l_{0 \cdot k} + (1 - a)l_{1 \cdot k}$$

$${}_4L_{x \cdot k} = {}_4a_1 \cdot l_{1 \cdot k} + (4 - {}_4a_1) l_{5 \cdot k}$$

$${}_nL_{x \cdot 1} = n/2(l_{x \cdot k} + l_{x+n \cdot k})$$

$$L_{80 \cdot k} = 3.725 l_{80 \cdot k} + 0.0000625(l_{80 \cdot k})^2$$

$$T_{x \cdot k} = T_{x-n \cdot k} + {}_nL_{x \cdot k}$$

$$e_{x \cdot k} = T_{x \cdot k} / l_{x \cdot k}$$

$$({}_1a_0(0-1 \text{세}) \text{ 남} : 0.13, \text{ 여} : 0.17$$

$${}_4a_1(1-4 \text{세}) \text{ 남} : 1.56, \text{ 여} : 1.46$$

$$5-9 \text{세 계급 이상} : a = 2.5)^{(45)}$$

이며, 따라서 平均여명의 增加량은 $e_{x \cdot k} = e_{x \cdot k} - e_x$, 增加率は $e_{x \cdot k} / e_x$ 이다.

3) 老化和 死亡의 多面的 모델

本 研究는 Gompertz 死亡法則과 Maxwell-Boltzmann의 에너지分布 函數를 應用하여 消耗係數를 測定하여 觀測대상 집단 的 기대여명의 限界를 推定하게 된다⁽¹⁴⁾.

Gompertz 死亡法則의 等式은,

$$R = R_0 \cdot e^{\alpha t} \dots\dots\dots (6)$$

(R : 死亡率, R₀ : Zero time에서의 가
상적 사망률,

α: Gompertz 係數)

이며, Maxwell-Boltzmann 에너지分布 等式은,

$$n/n_t = k (E/RT)^{1/2} e^{-E/RT} \dots\dots\dots (7)$$

(단, E ≥ RT 일 때)

이며, E ≫ RT 일 때는

$$n/n_t = K e^{-E/RT} \dots\dots\dots (8)$$

(E:分子體系의 에너지 상태, T:絶對體溫,
R:gas 常數, n:E보다 크거나 동등한 에너
지를 가진 分子數, n_t:分子의 總 數)

이다. (7)(8)式은 分子結合에 대한 挑戰量의
分布를 묘사하는데 E 와 RT 는 유사한 표현
인 V와 D로 置換된다⁽¹⁴⁾ (D:環境의 有害程度,
ε: 선택된 常數, εD: 기본수준 이상의 에너지
소비의 평균요구에 대한 측정량).

本 理論은 다음과 같은 假定하에서 進行된다.

가정1. $R = C X \dots\dots\dots (9)$

(R: 사망률, C: 단위시간에 대한 挑戰
의 총 수, X: V와 같거나 큰 挑戰의
片鱗)

가정 2. (7)式의 E와 RT를 V와 εD로 置換하
여

$$X = k'(V/\epsilon D)^{1/2} \cdot e^{-V/D} \dots\dots\dots (10)$$

이 되고, (8)式에서는

$$X = K' e^{-V/D} \dots\dots\dots (11)$$

이 되며, (10)(9)式을 (6)式에 置換하면

$$R = R_0 \cdot e^{\alpha t} = C k'(V/\epsilon D)^{1/2} e^{-V/D} \\ = k(V/\epsilon D)^{1/2} e^{-V/D} \dots (12)$$

이고, (11)(9)式을 (6)式에 置換하면

$$R = R_0 \cdot e^{\alpha t} = K e^{-V/D} \dots\dots\dots 3)$$

이 된다.

따라서 (12)(13)이 本 연구의 基本公式이 된
다.

消耗係數(B)를 誘導하기 위해서 (13)식의

兩邊에 自然對數를 취해서 V를 유도하면

$$V = \epsilon D \cdot \ln(K/R_0) - \epsilon D \alpha t \dots\dots\dots (14)$$

$$= \epsilon D \cdot \ln(K/R_0) [1 - \alpha t / \ln(K/R_0)]$$

$$\dots\dots\dots (15)$$

이며, t=0 일 때

$$V = V_0 = \epsilon D \cdot \ln(K/R_0) \dots\dots\dots (16)$$

消耗係數 B 는 (15)式의 []안에서 α, K, R₀
가 常數가 되므로 그러한 것들을 모두 포함하
는 용어로 消耗係數(B)라고 定義한다⁽¹⁴⁾. 그래서,

$$B = \alpha / \ln(K/R_0) \dots\dots\dots (17)$$

이 된다. 그러므로 (15)(17)式에서,

$$V = V_0 \cdot (1 - Bt) \dots\dots\dots (18)$$

이다.

R₀와 α의 계산은 1989년 생명표를 적용하여
死亡率의 自然對數 값이 비교적 直線型을 이루
는 30-80세의 사망율(Mx)⁽¹⁴⁾의 自然對數의 값
을 Y축으로 하고 X축은 5세간격의 年齡으로
하여 回歸方程式을 구한다. 이때 年齡의 間隔
을 等間隔으로 한다(예, 30,35,40 ...). 回歸方
程式을 求한후 기울기는 α가 되고 截片의 값
은 R₀의 自然對數의 값이 된다. 이 값의 anti-
log 값이 R₀의 값이다.

消耗係數 B의 값은, (17)식에서 K값을 1로
割當하고⁽¹⁴⁾ 위에서 求한 α와 R₀의 값을 대입
하여 求하게 된다. 한편 (17)式을 再配列하면,

$$\ln R_0 - \ln K = -(\alpha/B) \dots\dots\dots (19)$$

이 되며, 이때 截片은 K = 1 이 되고 기울기
는 - 1/B 이 된다. 따라서 위에서 求해진 B
값의 逆數가 적용 對象集團의 0세에서의 期待
餘命의 限界가 된다⁽¹⁴⁾.

Ⅲ. 研究結果 및 考察

1. Gompertz 成長曲線에 依한 期待餘命의 限 界 推定

1905년 경부터 관찰되어져온 韓國人의 平均

壽命(0세에서의 期待餘命)은 점진적으로 增加되어져 왔으며 이러한 漸進的 증가가 拋物線의 頂點에 달한 후 더이상 증가되지 않는다는 假定을 內包하고 있는 Gompertz 成長曲線에 과거부터 증가되어져온 韓國인의 平均수명(표 1)을 대입하여 男女別 傾向線을 求하였다. 또한 <표 1>의 18個 群을 6個群씩 묶어 3個 項으로 하여 求한 傾向線은 다음과 같다.

$$\text{남자} : y = 88.047697 \times (0.199690)^{0.903381x}$$

$$\text{여자} : y = 95.632828 \times (0.190219)^{0.897553x}$$

Gompertz 成長曲線 傾向線으로 推計된 韓國인의 平均壽命의 限界는 남자 88.05세, 여자 95.63세이며 年度別로 將來를 推計해보면 <표 3>와 같은 平均壽命의 豫想值를 推定할 수 있다.

Table 3. Limits of Korean Life Expectancy Estimated by Gompertz Growth Curve in Years

Year	Male	Female
2000	71.29	79.00
2005	72.76	80.56
2010	74.11	81.99
2020	76.50	84.48
2030	78.50	86.54
2040	80.18	88.24
2050	81.57	89.63
2060	82.72	90.77
2070	83.68	91.69
2080	84.47	92.45
2090	85.11	93.06
2100	85.65	93.55
.	.	.
?	88.05	95.63

Gompertz 成長曲線의 假定은 과거로부터 증가해온 數值를 토대로 未來를 짐작해본 것으로서 將來에도 반드시 Gompertz曲線의 拋物線의 형태대로 성장한다고 할 수 있을지는 疑問이다. 또한 過去의 記錄으로 將來를 推定한다는 것은 무리한 일일 수 있다. 本 研究에서 試圖하려는 것은 平均수명의 上限을 推定하는 일이다. 1905년의 남자의 平均수명이 22.62세였다고 해서 당시 韓國인 남자의 壽命의 限界가 22.62세라는 것이 아니다. 마찬가지로 1989년 의 남자의 平均수명이 66.92세라고 해서 韓國

인 남자의 현재 壽命의 限界라고할 수 없다. 여기서 推定하려는 것은 현재 가능한 平均수명 의 上限을 이야기하는 것이다. Gompertz曲線 이 導出해낸 남자 88.05세, 여자 95.63세는 과거의 平均수명을 平均수명의 上限으로 결정할 수 없었던 것처럼 韓國인의 平均수명의 限界로 결정하기는 어렵다. 왜냐하면 과거의 平均수명 을 平均수명으로 認定할 수 없었던 그러한 이 유들이 존재한다는 假定하에서 成長曲線의 傾向式을 유도하였기 때문이다. 다시말하면 이 러한 數值가 과거의 平均수명의 水準을 낮추는데

寄與하였던 要素들(예, 영아사망, 교통사고 등...)이 점진적으로 개선되어져온 결과이며 이러한 要因들이 과거와 같은 傾向으로 계속 줄어들어 최대한 除去되어질 때의 상태에서의 평균수명을 의미하기 때문이다. 바꾸어 말하면 Gompertz 曲線이 提示한 평균수명의 限界地點에 도달하는 그 時點에서도 死因들이 엄연히 存在하며 全體의 평균수명을 低下시키는 要因들이 계속 存在하고 있음을 暗示해 준다. 따라서 Gompertz 曲線의 결과인 남자 88.05세와 여자 95.63세는 엄밀히 말해서 한국인의 평균수명의 증가의 限界를 나타내는 것이지 순수한 老化만을 가정한 평균수명의 限界를 意味하지는 않는다.

2. 死因除去모델에 依한 期待餘命의 限界推定

全體死因에 대한 特定死因의 重要性을 해당

死因 除去時 平均수명의 延長年數로서 측정될 수 있는데 研究方法에서 提示한 方法으로 死因 除去時 死因別 平均壽命의 延長年數를 算出한 결과는 <표 4-1, 4-2, 5>과 같다.

1991년 死因除去時 死因別 平均壽命의 延長年數는 남자의 경우 惡性 新生物(2.85년), 損傷 및 中毒(2.68년), 心疾患(1.54년), 腦血管性疾患(1.37년), 肝疾患(0.88년), 高血壓性疾患(0.55년), 感染性疾患(0.40년)順이었으며 其他疾患의 延長效果는 3.77년으로 全體의 死因除去 延長年數는 14.04년 이었다. 따라서 1989년 생명표의 0세에서의 기대여명(66.92세)에 全死因除去 延長年數(14.04년)를 合하여 平均수명의 限界를 推定하면 80.96세가 된다.

여자의 경우는 惡性新生物(2.03년), 腦血管性疾患(1.68년), 損傷 및 中毒(1.28년), 心疾患(0.96년), 高血壓性疾患(0.56년), 肝疾患(0.25년), 感染性疾患(0.25년)의 順이었으며 其他

Table 4-1. Life Expectancy Gains by Elimination of Each Cause for Male

Age	感染性 001-139	新生物 140-208	高血壓性 401-429	心疾患 410-438	腦血管性 430-438	肝疾患 571	損傷中毒 800-999	其他	計
0	0.40	2.85	0.55	1.54	1.37	0.88	2.68	3.77	14.04
1	0.37	2.86	0.55	1.52	1.38	0.89	2.62	3.20	13.39
5	0.37	2.86	0.56	1.52	1.38	0.89	2.46	3.12	13.16
10	0.36	2.85	0.55	1.51	1.37	0.89	2.33	3.08	12.94
15	0.36	2.84	0.56	1.51	1.37	0.89	2.26	3.04	12.83
20	0.36	2.84	0.56	1.49	1.38	0.90	2.12	3.01	12.66
25	0.36	2.85	0.56	1.49	1.38	0.91	1.87	2.98	12.40
30	0.34	2.84	0.56	1.47	1.38	0.90	1.59	2.95	12.03
35	0.33	2.83	0.56	1.46	1.38	0.87	1.66	2.93	12.02
40	0.31	2.79	0.55	1.43	1.38	0.82	1.16	2.89	11.33
45	0.29	2.64	0.54	1.41	1.36	0.72	0.95	2.83	10.74
50	0.26	2.48	0.53	1.38	1.33	0.58	0.75	2.78	10.09
55	0.24	2.23	0.51	1.38	1.30	0.43	0.58	2.72	9.39
60	0.20	1.90	0.46	0.68	1.22	0.31	0.45	2.62	7.84
65	0.17	1.51	0.41	0.54	1.12	0.21	0.35	2.46	6.77
70	0.12	1.06	0.34	0.47	0.93	0.15	0.28	2.22	5.57
75	0.08	0.70	0.25	0.38	0.67	0.11	0.22	1.77	3.49
80	0.06	0.51	0.13	0.24	0.35	0.10	0.19	0.85	2.43

Table 4-2. Life Expectancy Gains by Elimination of Each Cause for Female

Age	感染性 001-139	新生物 140-208	高血壓性 401-405	心疾患 410-429	腦血管性 430-438	肝疾患 571	損傷中毒 800-999	其他	計
0	0.25	2.03	0.56	0.96	1.68	0.25	1.28	3.85	10.86
1	0.22	2.04	0.57	0.96	1.69	0.25	1.22	3.24	10.19
5	0.20	2.03	0.56	0.91	1.69	0.25	1.08	3.13	9.85
10	0.20	2.03	0.57	0.91	1.69	0.25	1.00	3.08	9.73
15	0.20	2.01	0.62	0.90	1.69	0.25	0.94	3.04	9.67
20	0.19	2.18	0.62	0.89	1.70	0.25	0.87	2.99	9.69
25	0.18	1.98	0.62	0.87	1.70	0.25	0.78	2.96	9.34
30	0.17	1.95	0.61	0.85	1.70	0.25	0.77	2.91	9.21
35	0.16	1.89	0.61	0.83	1.69	0.24	0.70	2.87	8.99
40	0.15	1.82	0.61	0.82	1.69	0.24	0.63	2.84	8.80
45	0.13	1.70	0.59	0.79	1.66	0.21	0.55	2.79	8.42
50	0.12	1.55	0.57	0.76	1.62	0.19	0.48	2.74	8.03
55	0.11	1.38	0.54	0.73	1.56	0.16	0.42	2.69	7.59
60	0.09	1.16	0.48	0.69	1.46	0.12	0.35	2.60	6.95
65	0.08	0.94	0.43	0.63	1.34	0.10	0.30	2.44	6.26
70	0.08	0.72	0.36	0.56	1.14	0.07	0.25	2.18	5.36
75	0.06	0.52	0.27	0.44	0.84	0.05	0.19	1.70	4.07
80	0.04	0.40	0.16	0.25	0.48	0.05	0.16	0.92	2.46

Table 5. Effect on Life Expectancy at Birth by Cause-Elimination Model in 1991

Causes of Death	Male	Female
Infectious and Parasitic Diseases	0.40	0.25
Malignant Neoplasms	2.85	2.03
Hypertensive Diseases	0.55	0.56
Heart Diseases	1.54	0.96
Cerebrovascular Diseases	1.37	1.68
Chronic Liver Disease and Cirrhosis	0.88	0.25
Injury and Poisoning	2.68	1.28
Other Diseases	3.77	3.85
Total Sum	14.04	10.86
Life Expectancy at Birth(1989)	66.92	74.96
Estimation of Limits to Life Expectancy by Cause Elimination Model	80.96	85.82

疾患은 3.85년으로 全體死因除去時 평균수명 延長年數는 10.86년이었다. 따라서 1989년 생명표의 0세에서의 기대여명(74.96세)에 全死因除去 延長年數 10.86년을 合하여 평균수명의 限界를 推定하면 85.82세가 된다.

男女 모두 惡性新生物의 除去時 壽命延長效果가 1順位를 기록하고 있음을 알수 있는데 이는 惡性新生物이 전체 평균수명에 미치는 惡影響이 몹시 큰 比重임을 알 수 있다. 따라서 의학의 연구가 어디에 比重을 두어야할 것인지에 대한 자료를 제공해줄 수 있는 것이다.

全死因除去로 推定한 壽命인 남자 80.96세와 여자 85.82세는 理論上 1991년의 韓國人의 期待餘命의 限界로 推定할 수 있으나 어떠한 死亡이든지 死因은 반드시 존재하기 마련이고 그러한 모든 死因을 除去할 경우를 假定하는 것에는 不合理가 존재한다. 또한 死因除去모델은 除去되어질 수 있는 外的인 原因과 除去되어질 수 없는 內的인 原因에 의한 사망물을 分離할 필요가 있으나 그러한 分離를 위해서는 더욱 많은 자료가 필요로 하게 된다⁽⁸⁾. 다시말하면 사망의 集合的原因은 그러한 集合外的要因으로부터 사망에 영향을 미치도록 作動해온 疾病依存性和 위험요인을 나타내지 못한다. 그

리기 때문에 外的死因除去가 人間壽命의 限界가 됨을 설득력있게 설명하기에 어려운 점이다. 다시말하면 死因이 除去됨 없이 1970년에서 1989년까지 平均壽命이 延長(남;7.15년, 여;8.26년)되었던 것처럼 變數化시키기 힘든 다른 內在인 原因의 고려없이 外的死因除去만으로 平均壽命의 限界를 推定하는데는 다소 무리가 따른다고 할 수 있다.

3. '老化和 死亡의 多面的 모델'에 依한 期待餘命의 限界 推定

Strehler의 '老化和 死亡의 多面的 모델'은 人間機能의 減少率 즉, 老化率을 生命表上의 年齡別死亡率의 自然對數값으로부터 導出하여 平均壽命의 理論的 限界를 分析하는 방법으로 1990년의 經濟企劃院의 '韓國人의 標準 生命表(1989)'를 적용시킨 韓國人 平均壽命의 理論的 限界는 남자가 99.5세였으며, 여자가 104.7세였다. 研究方法에서 言及한 理論上의 R_0 의 값과 α 의 값 그리고 自然 老化率(B)의 값을 1970년부터 1989년의 生命표에서 구하였으며(표 6) 1970년-1989년의 韓國人의 理論的 平均壽命의 限界는 <표 7>과 같다.

Table 6. Values of R_0 , α and for 'Multidimensional Models of Senescence and Mortality' in Years

Year	Male			Female		
	R_0	α	B	R_0	α	B
1970	0.1850×10^{-3}	0.089223	0.010381	0.1548×10^{-3}	0.082983	0.009459
1978-79	0.1529×10^{-3}	0.091310	0.010393	0.0611×10^{-3}	0.095379	0.009830
1983	0.2232×10^{-3}	0.085165	0.010130	0.0868×10^{-3}	0.088265	0.009438
1985	0.1961×10^{-3}	0.086354	0.010115	0.0693×10^{-3}	0.090837	0.009485
1987	0.1747×10^{-3}	0.087195	0.010078	0.0592×10^{-3}	0.092601	0.009513
1989	0.1546×10^{-3}	0.088211	0.010053	0.0488×10^{-3}	0.094780	0.009547

**Table 7. Limits of Korean Life Expectancy at Birth
by 'Multidimensional Models of Senescence and Mortality' in Years**

Year	Male	Female
1970	96.33	105.72
1978-79	96.22	101.73
1983	98.72	105.95
1985	98.86	105.43
1987	99.23	105.12
1989	99.47	104.74

肉體的機能의 減少率에 의해 集團의 平均壽命의 限界를 推定하는 '老化和 死亡의 多面的 모델'은 生命表上의 死亡秩序로부터 比較적 論理的으로 誘導된다는 점에서 意味하는 바가 크다고 할 수 있다⁽¹⁴⁾. 본 理論은 두가지의 假定下에서 成立되어지는데, 첫째로, 組織體는 挑戰(stress)에 損傷된 것을 回復할 수 있는 능력을 가진 下部 組織體로 構成되며 사망은 이러한 도전을 극복할 수 없을 때 이루어진다. 둘째로, 挑戰의 量은 分子사이 에너지의 Maxwell-Boltzmann 分布처럼 에너지에 比例하게 分布된다. 이러한 理論을 (10), (11)式에서 集團의 概念

으로 置換하여 集團에게 주어진 老化率을 誘導하였다. 본 연구에서 算出된 1989년의 韓國人의 老化率(B)이 남자 0.010053/년, 여자 0.009547/년으로 Streler가 32개국으로 부터 算出한 男性老化率의 범위 0.0086/년-0.0111/년(90.09세-116.28세)⁽¹⁴⁾과 比較하여 보면 比較적 높은 平均壽命의 限界에 位置하고 있다고 할 수 있겠다. 따라서 본 방법에 따른 평균수명(0세에서의 기대여명)의 한계는 순수한 老化만을 假定한 것이라 할 수 있다⁽¹⁴⁾.

각 방법들에 의한 結果들을 整理하면 <표 8>와 같다.

Table 8. Estimates of Limits to Korean Life Expectance

Method	Male	Female
Gompertz curve	88.05	95.63
Cause Elimination Model	80.96	85.82
Cause Elimination + Rate of Delay (for 21 years)	88.86	94.96
Multidimensional Model of Senescence and Mortality	99.47	104.74

Table 9. Estimates of Life Expectancy for Selected Low-mortality National and Regional Populations(1, 3-5, 7-9, 15)

Study population	Male	Female
Mormon high priests(1980-88)	86.5	86.5
Mormon high priests with healthy practices(1980-88)	88.9	89.5
Alameda County population with healthy lifestyles(1965-82)	92.4	87.5
Mormon insured population(1980-88)	85.7	88.1
Blair et al. (1978-86:age adjusted)	88.4	98.1
Alameda County 18-year follow-up (1969-87;regression-adjusted for risk factors and age)	97.4	-
Seventh Day Adventists(1960-80; age-adjusted; 12 or more years in religion)	80.5	-
Okinawa(1987)	77.2	82.7
Japan(1988)	76.8	81.9
United States(1986)	71.5	78.5

本 研究에서는 理論的인 平均壽命의 上限을 推定하는 것이므로 관찰되어진 다른 지역의 평균수명보다 낮아서는 곤란할 것이다⁽⁸⁾. 미국을 비롯한 선진국에서는 특수한 지역과 집단의 평균수명의 길이에 대한 관찰과 연구가 많이 보고되고 있으며 진행중이다(표 9). 1987년 Kaplan G. A. et al.의 연구에 의하면 Alameda 地域研究에서 남성의 0세에서의 기대여명이 97.4세로 보고하였으며⁽⁵⁾ 1989년 J. E. Estrom의 Mormon 司祭集團 夫婦의 평균수명 연구에서 남자 88.9세, 여자 89.5세를 보고하고 있다.⁽¹⁾

〈표 9〉에서 Mormon 司祭夫婦集團은 미국의 평균수명과 견주어볼 때 남자가 17.4년, 여자가 11.0년의 壽命延長效果를 누리고 있음을 알 수 있다. 이와같은 推定은 原因除去모델에 기초된 것이 아니고 바람직한 환경과 효율적인 保健醫療體系와 건전한 생활조건에서 살고있는 人口集團의 사망률을 통계적으로 분석하여 標準化(SMRs)한 것이다⁽⁹⁾. 따라서 本 研究의 결과인 韓國人的 平均壽命(0세에서의 期待餘命)

의 限界值인 남자 80.96세-99.47세 와 여자 85.82세-104.74세는 바람직한 環境과 건전한 生活이 주어진다면 충분히 달성될 가능성이 있는 數值임을 생각할 때 이러한 限界值가 示唆하는 바가 크다고 할 수 있다. 人間의 壽命의 限界는 좋은 環境과 건전한 生活, 그리고 醫學의 發達로 계속 增加될 것이며⁽⁸⁾ 그러한 理想的인 狀態에 到達하기 위해서 끊임없는 노력을 競走하여야할 것이다.

IV. 結論 및 要約

本 研究에서 平均壽命(0세에서의 期待餘命)의 限界를 推定한 ‘Gompertz 成長曲線모델’과 ‘死因除去모델’ 그리고 ‘老化和 死亡의 多面的 모델’들은 이미 序論에서 열거한 長短點들이 있다. 특히 將來를 豫測하고 經驗하지 않은 것들을 推定한다는 것에는 많은 制限點들을 내포하고 있다. 그러나 國內外的으로 人間의 壽命의 限界를 豫測하려는 비교적 많은 연구들이

이루어지고 있으며 나름대로의 정확성도 가지고 있다⁽⁸⁾. 數式모델인 Gompertz 曲線에 대해 永田은 “時系列的인 변화를 나타내는 Gompertz 傾向線은 경험적이며 이론적인 것은 아니므로 이러한 경향선을 延長해서 장래의 사망률을 豫測하는 것에는 다소 異意가 있으나 가까운 將來를 豫測하는데는 큰 誤差가 없다⁽⁶⁾”고 하였다. “死因除去모델은 비교적 짧은 自然史를 가진 急性疾患과 비교적 낮은 年齡에서의 死因除去時 壽命延長效果를 豫測하기에 有用하다⁽⁸⁾.”고 Manton은 강조하였다. 여기서 밝히고자 하는바는 완전한 死因除去의 가능성이 아니라 현재의 조건에서 질병이나 사고 없이 삶을 영유하게 될 경우의 韓國人 平均壽命의 限界를 推定하는 것이므로 死因除去時의 壽命延長效果는 壽命의 限界推定에 좋은 測定道具가 될 것이다. Strehler가 고안한 ‘老化和 死亡의 多面的 모델’에서는 人體의 組織이 抵抗의 限界를 벗어난 外部의 壓力(stress)에 따라서 상실되어가는 人體機能의 比率를 測定하는 Maxwell-Boltzmann의 energy distribution 理論에 Gompertz 死亡率 法則과 현재의 年齡別 死亡率을 적용하여 人間集團의 年間純粹老化率(B)을 誘導하여 疾病이나 傷害없이 누릴 수 있는 平均壽命의 限界를 推定하는 것이다⁽¹⁴⁾.

위의 方法들에 따른 結果들은 다음과 같다.

i) Gompertz 成長曲線에 依한 結果

1905-1990년의 平均수명을 적용시킨 Gompertz 成長 傾向線은,

$$\text{남자} : y = 88.047697 \times (0.199690)^{0.903381x}$$

$$\text{여자} : y = 95.632828 \times (0.190219)^{0.897553x}$$

이며, 따라서 男,女別 平均壽命의 限界值로 推定된 年齡은 남자 88.05세, 여자 95.63세였다.

ii) ‘死因除去모델’에 依한 結果

1991년 死亡資料를 適用시킨 全 死因除去效果年數는 남자 14.04년, 여자 10.86년이었고 1989년 生命表의 平均壽命(남;66.92세, 여자;74.96세)을 壽命延長效果에 合한 結果 남자 80.96세, 여자 85.82세 였다.

iii) ‘老化和 死亡의 多面的 모델’에 依한 結果

1989년 生命表를 適用시킨 結果 韓國人의 男女別 老化率(B)은 남자 0.010053/년, 여자 0.009547/년이었으며 推定된 平均壽命의 限界는 남자 99.47세, 여자 104.74세였다.

緒論에서 言及한 바와 같이 현재의 平均壽命의 延長(남;0.376년/년, 여;0.435년/년)은 死因除去效果는 아니었다. 이러한 延長은 어떤 다른 條件의 改善(예, 영양, 지식, 의료제도 등)에 依한 상승일 것이다⁽⁸⁾. 따라서 만약 ‘死因除去 모델’에서 尙後 의학의 발달로 1991년의 死因이 全部除去되어지고 현재와 같은 壽命의 年間增加가 계속되어진다면 2010년에는 自然增加年數가 남자 7.90년, 여자 9.14년이 될 것이며 韓國人의 平均壽命이 남자 88.86세, 여자 94.96세에 達성될 것이다.

參 考 文 獻

- 1) Enstrom, J.E.: Health Practices and Cancer Mortality Among Active California Mormons. Journal of National Cancer Institute 8:1807-1814, 1989.
- 2) Falzone, J.A.: Physiological Limitations and Age. Public Health Report 71:1185-1193, 1956.
- 3) Fries, J.F.: Aging, Natural Death, and the Compression of Morbidity. The New England Journal of Medicine 303:130-135, 1980.
- 4) Gerkins, V.R. et al.: Brief Communication:

- HL-A Heterozygosity as a Genetic Marker of Long-Term Survival. *Journal of Medicine* 303:130-135, 1974.
- 5) Kaplan, G.H. et al.: Mortality Among the Elderly in the Alameda County Study: Behavioral and Demographic Risk Factors. *American Journal of Public Health* 77 : 307 - 312, 1987.
 - 6) Koizumi, A. et al.: Estimation of Life Expectancy by Mathematical Models. *民族衛生* 45. No.5 : 184-188, 1979.
 - 7) Lindsted, K.D. et al.: Self-reported of Physical Activity and Patterns of Mortality in Seventh - Day Adventist Men. *Journal of Epidemiology* 44:355-364, 1991.
 - 8) Manton K.G. et al.: Limits to Human Life Expectancy : Evidence, Prospects, and Implications. *Population and Development Review* 17. No.4:603-637, 1991.
 - 9) Manton, K.G. et al.: A Mathematical Model of the Physical Dynamics of Aging and Correlated Mortality Selection : II. Application to the Duke Longitudinal Study. *Journal of Gerontology* 38. No.4 : 406-413, 1983.
 - 10) Manton, K.G. et al.: Mortality Model Based on Delays in Progression of Chronic Diseases : Alternative to Cause Elimination Model. *Public Health Reports* 95 : 580-588, 1980.
 - 11) Olshansky, S.J. et al.: In Search of Methuselah : Estimating the Upper Limits to Human Longevity. *Science* 2 : 634-640, 1990.
 - 12) Rosenberg, B. et al.: The Kinetics and Thermodynamics of Death in Multicellular Organisms. *Mechanisms of Ageing and Development* 2 : 275-293, 1973.
 - 13) Strehler, B.L.: Implications of Aging Research for Society. *Proceedings* 34 : 5-8, 1975.
 - 14) Strehler, B.L. and Mildvan, A.S.: General Theory of Mortality and Aging. *Science* 132 : 14-21, 1960.
 - 15) Ulmann, D. et al.: Cause-specific Mortality Among Physicians with Differing Life-styles. *Journal of the American Medical Association* 265: 2352-2359, 1991.
 - 16)金子武治外 : 文献からみた将来の死亡推計について. *人口問題研究* 158 : 62-65, 1981.
 - 17)水島治夫. 1938. “朝鮮住民の生命表”, 京城, 近澤書店.
 - 18) 김윤신, 고응린 : 1986-89년 한국인의 평균수명에 관한 연구. *한국보건통계학회지* 제15권 제1호: 48-60, 1990.
 - 19) 김윤신, 고응린 : 한국인의 주요사인체거가 평균수명에 미치는 영향. *인구보건논집* 제7권 1호 : 24-35, 1987.
 - 20) 김정근, 임달오 : 최근 한국인의 사망력변화가 평균수명에 미치는 영향에 관한 연구. *한국보건통계학회지* 제17권 1호: 1-15, 1992.
 - 21) 김정근, 임달오, 서명희 : 한국인의 특정사인이 평균수명에 미치는 영향. *한국*

- 노년학회 제9권 : 1-16, 1989.
- 22) 김정근, 임달오 : 우리나라 주요사인의 특징과 생명표에 의한 사인분석. 한국보건통계학회지 제14권 1호 : 1-16, 1989.
- 23) 김정근 : 우리나라 평균수명의 과거와 현재와 미래. 한국인구학회지 제7권 1호 : 124-140, 1984.
- 24) 김종석 : 생명표 기법에 의한 사인구조분석. 한국보건통계학회지 13권 1호 : 31-64, 1988.
- 25) 윤병준 : 우리나라 생명표함수의 통계적 추론에 관한 연구. 서울대학교 대학원 석사학위논문, 1986.
- 26) 이영환 : 수명손실에 관한 분석. 보건학논집 제32호 : 66-68, 1981.
- 27) 이용수 : 특정사인이 제거된 한국인의 간이 생명표. 서울대학교 대학원 석사학위논문, 1984.
- 28) 장창곡 : 우리나라 생명표 작성의 통계적 기법에 관한 연구. 한국보건통계학회지 제12권 1호 : 14-21, 1987.
- 29) 정재영 : 수식모델에 의한 우리나라 장래 연령별 평균여명의 추계. 서울대학교 대학원 석사학위논문. 1982.
- 30) 경제기획원 조사통계국 : 한국인의 표준 생명표. 1990.
- 31) 통계청 : 1991년의 사망원인통계연보(인구동태신고에 의한 집계). 1992.
- 32) 통계청 : 장래 인구 추계 (1990 - 2021년). 1991.
- 33) 한국인구보건연구원 : 한국인의 생명표 추계. 1971.
- 34) 한국인구정책연구소 : 한국인의 생명표. 1971.

〈Abstract〉

A Study on the Estimation of Limits to Life Expectancy

Sung Soo Chun, Jong Kun Kim

(Graduate School of Public Health, Seoul National University)

The purpose of this study is to estimate limits of Korean life expectancy at birth by 'Gompertz growth curve Model', 'Cause-Elimination Model' and Multidimensional models of Senescence and Mortality'.

Data used in Gompertz curve were obtained from all life tables published from 1905 to 1990 in Korea, and life expectancies at birth of eighteen groups were selected at five-year interval in consideration of time-series changes. Data used in Cause-Elimination Model are 'Causes of Death statistics in 1991' published in 1992 by National Bureau of Statistics of Korea and 'life table of 1989' published in 1990 by National Bureau of Statistics, Economic Planning Board of Korea. The materials are all classifiable death data, 119,253 cases of male and 82,420 cases of female, which is from 1991 Causes of Death statistics. The cases of death analyzed belong to one of 8 categories; i.e., Infectious and Parasitic Diseases(001-139; with notation of Infectious Diseases), Malignant Neoplasms(140-208), Hypertensive Diseases(401-405), Ischemic Heart Diseases and Diseases of Pulmonary Circulation and Other Forms of Heart Diseases(410-429;with notation of Heart Disease), Cerebrovascular Diseases(430-438), Chronic Liver Diseases and Cirrhosis(571; with notation of Liver Diseases), Injury and Poisoning(800-999) and all other disease. Data used in 'Multidimensional models of senescence and mortality' were life table of 1989 published by National Bureau of statistics, Economic Planning Board of Korea and life table of 1970,1978-79,1983, 1985 and 1987.

The major findings may be summarised as follows:

1. Estimate equations of Gompertz growth curve using life expectancy at birth during the 1905-1990 period are as the following.

$$\text{Male} \quad : y = 88.047697 x (0.199690)^{0.903381x}$$

$$\text{Female} \quad : y = 95.632828 x (0.190219)^{0.897553x}$$

Limits of life expectancy at birth, which were estimated by Gompertz growth curve, are 88.05 for male and 95.63 for female.

2. The effect on life expectancy at birth of eliminating all causes of death is 14.04 years(for male) and 10.86 years(for female). Astonishingly, eliminating the malignant neoplasms increase

life expectancy at birth by 2.85 years for male and 2.03 years for female in 1991. In table 8 we show the effect on life expectancy at birth of separately eliminating each of the 8 categorical causes of death. The theoretical limit to life expectancy by Cause-Elimination Model is 80.96 for male and 85.82 for female.

3. If the same rate of delay [0.376 year(male), 0.435 year(female) per calendar year] continued, then life expectancy at birth would reach 74.82(male) years and 84.10(female) years in 2010. With 14.04-years(male) and 10.86-years(female) effect attributable in 2010 would be 88.86 years(male) and 94.96(female) years.

4. 'Multidimensional models of senescence and death' permits calculations of the value of the attribution coefficient (B), the percent of loss per year of physiologic function. The results of Ro and B during the 1970-1989 period are listed in table 9. Estimate of limit to Korean life expectancy at birth by 'multidimensional models of senescence and death' is 99.47 years for male and 104.74 years for female in 1989.

Key words;Life Expectancy, Senescence, Cause of Death, Cause-elimination,
Gompertz Growth Curve.