

李時伯*
尹鳳子**
朴丙台***

出生코호트別 死亡에 의한 嬰兒 死亡率 測定

目次	I. 序 論
	II. 嬰兒死亡率 測定方法論 檢討 및 資料
	III. 出生코호트別 死亡歷과 嬰兒死亡率 分析
	IV. 結 論

I. 序 論

1. 死亡力 研究의 重要性

最近 開發途上國家에서는 人口增加率을 低下시키기 위하여 出產抑制事業을 가장 直接的인 수단으로 이용하고 있는데, 이 出產抑制事業은 避妊서비스를 통하여 出產力低下를 目標하고 있는 소위 家族計劃事業의 형태로 發展시키고 있다. 그래서 家族計劃事業을 통한 出產率低下를 人口增加率 鈍化目標에 가장 중요한 捷徑으로 看做하고 있는 것이다. 그러나 歷史적으로 人口變遷理論(The Demographic Transition Theory)을 토대로 觀察해 보건대, 18세기 이후 人口增加率의 上昇原因은 계속적으로 높은 出產率에 있었던 것이 아니고, 近代社會로 變革되면서 나타나기 시작한 死亡率의 低下에 起因함을 認知할 수 있다. 人口變遷理論에 의한 人口增加率 上昇現象은 產業革命 以後 死亡力の 低下에 起因한다는 事實을 「유우롭」諸國家에서 뚜렷이 볼 수 있으며, 우리나라의 경우도 過渡期的인 현상으로서 死亡率의 低下가 높은 人口增加率을 發現시킨 要因이 될 수 있었음을 1950年 以後의 人口資料로써 설명할 수 있다. 이러한 一連의 사실로 미루어 볼 때 初期 人口問題의 發現과 함께 注目해야 할 人口學의 要因은 사실상 出產力보다는 死亡力에 있음을 알 수 있을 것이다. 그러나 最近 우리나라에서는 出生率低下를 目標로 한 出產抑制事業이 強調된 나머지 死亡力에 대한 관심은 사실상 出產力에 比하여 낮은 듯 하며 따라서 이에 대한 研究도 出產力部門에서 훨씬 활발하다.

死亡力研究의 重要性은 크게 나누어 두가지 側面에서 檢討될 수 있다. 첫째는, 保健學的

* 서울大學校 保健大學院 教授.

** 서울大學校 醫科大學 教授.

*** 韓國人口保健研究院 研究員.

인 면에서 死亡水準은 그 地域社會 또는 國家의 健康狀態를 단적으로 나타내 주는 社會指標(social indicator)로서의 意味를 가진다. 둘째로는, 人口學的인 面인데, 過去부터 現在에 이르기까지 死亡力水準의 變化를 分析把握 함으로써 將來 死亡力水準을 豫測할 수 있으며, 따라서 向後 人口成長, 人口構造의 變化, 그리고 人口規模의 推計 등을 할 수 있기 때문에 絶對的인 重要性을 가진다. 특히 嬰幼兒死亡力은 上記의 의미에 덧붙여 地域社會健康度를 測定하는데 가장 妥當한 單一基準이 되기 때문에 保健學的인 측면에서 더욱 큰 重要性을 부여하고 있다. 뿐만 아니라, 人口學的인 측면에서도 嬰幼兒의 死亡은 다음 妊娠出産에 影響을 미치게 되므로서 全體 出産力水準의 變動을 좌우할 수 있어 一般死亡力 못지 않게 큰 관심의 대상이 되고 있다. 이와같은 死亡力의 重要性에 比하여 그동안 우리나라에서 행한 死亡力에 관한 研究는 出産力研究에 比하여 未洽한 點이 많다. 이의 가장 큰 理由는 앞에서 지적한 바와 같이, 人口問題에 관련하여 出生率低下에 보다 많은 관심이 있었으나, 死亡力에 대해서는 등한시 하였기 때문이 아닌가 思料된다.

2. 研究目的

嬰幼兒死亡力의 重要性에도 불구하고 그 水準의 파악이 正確하지 못하다는 指摘은 두 가지 점에서 비판될 수 있다. 첫째는, 正確한 死亡力資料의 蒐集問題이며, 둘째는, 새로운 分析道具의 適用이다. 일반적으로 開發途上國家에 있어서 死亡力資料의 正確도와 完全性은 質的인 面에서 出産資料보다 떨어지는 것이 보통이다. 왜냐하면 出生은 死亡에 比하여 家族形成週期(Family Life Cycle) 과정에서 누구나 好意的인 結果로 받아들이기 때문에 法的申告 내지 社會調査時 이에 대한 陳述을 쉽게 할 수 있다. 그러나 死亡은 人口移動에 따라 申告가 어려울 경우가 허다하며, 또한 앞의 出生과는 달리 非好意的인 結果로 받아들여지기 때문에 死亡에 뒤따른 節次를 무시하고 늦게 申告하거나 申告하지 않을 뿐만 아니라 社會調査時質問에 不應하는 수도 있다. 특히 嬰兒死亡의 경우, 出生申告의 懈怠로 인하여 申告가 되지 않은 채 死亡했을 경우는 영원히 그 死亡은 알려지지 않은 채 무시될 수도 있다. 따라서 전체적으로 볼 때 死亡資料는 質的인 면에서 떨어지는 경우를 예상하지 않을 수 없는 것이다.

또한 死亡力의 分析도 死亡統計의 弱點을 보완할 수 있는 최대한의 발전된 分析道具의 이용이 요구되나 과거 대부분의 死亡力分析은 申告된 또는 전달된 死亡數에 의한 직접계산으로만 그 水準을 정하였기 때문에 다소 誤差가 있을 수 있다. 그래서 本 分析에서는 出生코호트(Birth Cohort)別로 年度에 따라 死亡歷을 調整하여 死亡力을 分析하는 改善된 方法

1) Lee Sea Baick. An Overview of Mortality in Korea, *Journal of Family Planning Studies*, Vol. 7, Korean Institute for Family Planning, Nov. 1980.

2) 朴丙台. 韓國의 嬰幼兒死亡에 관한 研究, 家族計劃研究院 1980.

을 試圖하였으며, 다음과 같은 具體的인 分析目的을 가진다.

첫째, 주어진 死亡力資料를 이용하여 발전된 分析道具로 分析함으로써 精確한 嬰兒死亡率 水準을 測定한다.

둘째, 과거 死亡力分析道具와 本 分析에서 사용된 道具에서 測定된 嬰兒死亡率 水準을 비교 검토한다.

세째, 死亡力 測定方法論의 개선의 필요성을 本 分析을 통하여 검토한다.

II. 嬰兒死亡率 測定 方法論 檢討 및 資料

1. 嬰兒死亡率 測定 方法論 檢討 및 適用

一般死亡率 水準 測定에 있어 가장 重要한 條件의 하나가 資料의 質에 있기 때문에 충분하고 精確한 資料의 缺乏으로 研究者는 항상 고민을 했어야만 했다. 그러나 測定에 있어, 많은 學者들의 새로운 方法論開發^{*}은 비교적 正確한 水準을 推定하기에 많은 도움을 주었다. 물론 이들 方法들은 資料의 性格에 따라 달리 적용되며 各各의 長短點을 가질 수 있다는點에서 相互共通性을 가진다. 특히 嬰兒死亡은 出生에 比하여 精確한 情報入手가 더욱 힘들며 따라서 자료의 蒐集에서부터 計算에 이르기까지 適用方法에 따라 상당한 水準의 差異를 露呈할 수 있다는 점도 이해할 수 있다. 이와같은 예는 表 1에서 살펴볼 수 있는데, 各 研究者에 따라 同一年度 또는 비슷한 기간 동안에 測定되었음에도 불구하고 그 結果는 상당한 水準의 差異를 엿볼 수 있다.

이 差異에 대한 풀이는 應答者가 과거 일어난 사실을 陳述함에 있어 회상하지 못한 점이 있어 우선 資料의 正確性을 확인할 수 없는 點도 있으나, 문제는 불확실한 資料에서 나온 水準差異보다는 測定方法의 適用에도 問題가 있을 수 있다. 이들 嬰兒死亡率 水準은 전부 社會調査를 통하여 計算된 것인데 適用方法을 보면 어느 期間동안 觀察하여 얻은 絕對死亡數를 分子로 하고, 同調査에서 밝혀진 同一期間의 總出生數를 分母로 하여 계산한 傳統的인 方法을 適用한 것이다. 그래서 同一時期의 嬰兒死亡 水準의 差異를 死亡資料의 質로서 그 結果를 해석할 것이 아니라 보다 發展된 死亡率計算方法의 適用에 의하여 檢證할 필요가 있을 것으로 사료된다.

※ 1) W. Brass & A. J. Coal, "Methods of Analysis and Estimation." in the *Demography of Tropical Africa*. Princeton, New Jersey, 1968.

2) W. Brass, "Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data " Chapel Hill, North Carolina, 1975.

3) W. P. D. Logan, "The Measurement of Infant Mortality." *Population Bulletin of U. N.* Vol. 3, 1953.

4) Sullivan, J. M., "Models for the Estimation of the Probability of Dying between Birth and Exact Ages of Childhood." *Population Studies* Vol. 26, No. 1, March, 1972.

Table 1. Trends of Infant Mortality Rates in the Previous Studies

過去 調査研究에서 나타난 嬰兒死亡率 推移

Year	IMR (%)	Base (No. of Births)	Investigator	Remarks
1941-45	150	1, 595	KIFP (1974)	National Wide
1945-49	160	937	KIFP (1971)	"
1945-49	153	555	KIFP (1976)	"
1946-50	132	2, 793	KIFP (1971)	"
1948-52	164	159	YUN DUK-JIN	Kejung Area
1949-53	97	1, 556	YUN DUK-JIN	Kejung Area
1950-54	100	1, 667	KIFP (1974)	National Wide
1950-54	85	1, 397	KIFP (1976)	"
1954-59	83	14, 325	PARK HYUNG-JONG	"
1955-59	60	3, 158	KIFP (1974)	"
1960-64	58	4, 286	KIFP (1974)	"
1961-65	45	1, 353	KIM KYUNG-SIK	Im Sil Area
1961-65	24	1, 564	LEE YUNG-CHUN	Kejung Area
1966-67	32	2, 854	KWON E-HYOCK	Seoul
1966-68	39	676	LEE YUNG-CHUN	Kejung Area
1965-69	46	4, 885	KIFP (1976)	National Wide
1967	63	5, 952	HUR IN-MOO	"
1966-70	52	4, 703	KIFP (1974)	"
1970	42	2, 083	LEE SUNG-KWAN	"
1970-73	44	3, 522	KIFP (1974)	"
1970-74	36	5, 147	KIFP (1976)	"

資料: 朴丙台, 韓國의 嬰幼兒死亡에 관한 研究, 家族計劃研究院, 1980, p29.

Logan³⁾은 주어진 嬰兒死亡資料를 觀察할 때 1年 중에 發生하는 嬰兒死亡率을 2個年度의 出生코호트(Birth Cohort)로 나타내어, 보다 正確한 出生·死亡關係를 究明하고 이를 위하여 소위 死亡分離係數(Separation Factor)를 써서 調整하였다. 계속된 歷年에 일어난 出生死亡을 다음과 같이 표기할 수 있다.

	Live Births	Infant Deaths
Year t_1	Bt_1	$Dt_1 < \frac{dt_{-1}}{dt_1}$
Year t_2	Bt_2	$Dt_2 < \frac{d't_1}{dt_2}$
Year t_3	Bt_3	$Dt_3 < \frac{d't_2}{dt_3}$

3) W. P. D. Logan. 前掲書.

여기서 Bt_1 은 t_1 년에,
 Bt_2 는 t_2 년에,
 Bt_3 는 t_3 년에 各各 出生한 것이며,
 Dt_1, Dt_2, Dt_3 는 各各 t_1, t_2, t_3 년에 死亡한 總數이다.
 그리고, dt_1 은 t_1 년에 出生하여 t_1 년에 死亡,
 dt_1 은 t_1 년에 出生하여 t_1 년에 死亡,
 $d't_1$ 은 t_1 년에 出生하여 t_2 년에 死亡,
 dt_2 는 t_2 년에 出生하여 t_2 년에 死亡,
 $d't_2$ 는 t_2 년에 出生하여 t_3 년에 死亡,
 dt_3 는 t_3 년에 出生하여 t_3 년에 死亡한 것이다.

통상적인 嬰兒死亡率은,

$$I.M.R. = \frac{\text{주어진 기간 내에 死亡한 嬰兒數}}{\text{주어진 기간 내의 出生數}} \cdot k \text{ 이고}$$

이것을 上記 表에 따르면,

$$t_2 \text{년의 } I.M.R. = \frac{Dt_2}{Bt_2} \text{이며,}$$

이것은 즉,

$$\frac{d't_1 + dt_2}{Bt_2} \text{ 가 된다.}$$

여기서 주의해야 할 점은 $d't_1$ 과 dt_2 는 Bt_2 年 出生코호트(Birth Cohort)가 아님을 알아야 한다. 만일 엄격하게 出生코호트를 중심으로 하여 求하면,

$$t_2 \text{년의 } I.M.R. \text{은 } \frac{dt_2 + d't_2}{Bt_2} \text{ 가 되어야 할 것이다.}$$

그래서 t_2 년에 死亡한 總 嬰兒數(Dt_2)에는 사실상 t_1 년에 出生하여 t_2 년에 死亡한 경우($d't_1$)와, t_2 년에 태어나 t_2 년에 死亡(dt_2)한 두가지 유형이 함께 포함되어 있음을 알 수 있다. 그러므로 해서 t_2 년에 分子가 되는 死亡數는 t_2 년에 死亡한 實際死亡數보다 높게 잡히거나 또는 반대로 낮게 잡힐 경우를 생각할 수 있다.

이러한 點을 고려하여 2個年度를 出生年月로, 그리고 死亡年月別로 再調整하므로써 1個年度에서 蒐集된 死亡數를 가지고 計算한 結果를 수정할 수 있다. 즉, 두 코호트를 分離시키도록 分子의 死亡數를 分離한다면,

$$t_2 \text{년의 } I.M.R. = \frac{d't_1}{Bt_1} + \frac{dt_2}{Bt_2} \text{ 로 計算된다.}$$

그러나 1年間의 死亡中 이 두 出生코호트의 各各 部分을 정확히 가려내기가 힘들기 때문에,

分離係數 (Separation Factor) $f = \frac{d't_1}{d't_1 + dt_2}$ 를 計算하여 適用한다.

$$\therefore t_2 \text{ 年의 I.M.R.} = \left\{ \frac{(d't_1 + dt_2) \cdot f}{Bt_1} + \frac{(d't_1 + dt_2) \cdot (1-f)}{Bt_2} \right\} \cdot k \text{ 가 된다.}$$

상기 공식에서는 分子의 死亡을 調整한 것이고, 또 다른 한편 分離係數로서 分母의 出生數를 調整하여 計算하면,

$$t_2 \text{ 年의 I.M.R.} = \frac{d't_1 + dt_2}{Bt_1 \cdot f + Bt_2 \cdot (1-f)} \cdot k \text{ 가 된다.}$$

Logan 方法의 脆弱點이 있다면 1 年 동안의 總 出生死亡數는 比較的 變化가 없다고 할 수 있겠으나 年中 일어나는 出生死亡은 季節*에 따라 影響을 받을 수 있다는 點을 고려 못한 것이다. 그래서 Logan의 弱點을 補完할 수 있는 方法으로서 年中 發生하는 出生이 1 年 內에 死亡할 수 있는 確率을 分期別로 하여 計算할 수 있다.⁴⁾

즉, (1) t 年의 1/4 分期에 태어나서 1/4 分期內에 死亡

(2) t 年의 " 2/4 "

(3) t 年의 " 3/4 "

(4) t 年의 " 4/4 "

하는 4 가지 경우이다. 그러나 出生이 年中 어느 時期에 일어나도 季節的으로 死亡하는 時期는 그 다음 年에까지 걸쳐서 일어날 수 있기 때문에 위의 概念에 따라 整理 할 수 있다.

따라서 死亡確率을 4 分期로 나누어 보면,

$$\begin{aligned} q_0^1 &= \frac{D^1 t_1}{\frac{1}{2} B^4 t_{-1} + B^3 t_{-1} + B^2 t_{-1} + B^1 t_{-1} + \frac{1}{2} B^4 t_1} \\ q_0^2 &= \frac{D^2 t_1}{\frac{1}{2} B^3 t_{-1} + B^4 t_{-1} + B^3 t_{-1} + B^2 t_{-1} + \frac{1}{2} B^3 t_1} \\ q_0^3 &= \frac{D^3 t_1}{\frac{1}{2} B^2 t_{-1} + B^3 t_{-1} + B^4 t_{-1} + B^3 t_{-1} + \frac{1}{2} B^2 t_1} \\ q_0^4 &= \frac{D^4 t_1}{\frac{1}{2} B^1 t_{-1} + B^2 t_{-1} + B^3 t_{-1} + B^4 t_{-1} + \frac{1}{2} B^1 t_1} \text{ 가 된다.} \end{aligned}$$

여기서, $D^1 t_1$, $D^2 t_1$, $D^3 t_1$, $D^4 t_1$ 은 t_1 年의 1/4 分期부터 4/4 分期 사이에 각각 死亡한 死亡總數를 말하고,

$B^4 t_{-1}$, $B^3 t_{-1}$, $B^2 t_{-1}$ 은 t_{-1} 年의 4/4 分期부터 2/4 分期 사이에 각각 태어난 出生總數를 말한다.

* 일반적으로 出生死亡현상은 年中均等하게 分布되어 있다고 看做하나 實際資料 속에서 觀察된 바로는 季節에 따라 出生이 의미있는 水準에서 變化性 (Seasonality) 을 가진다고 報告한 例로 보아 死亡에서도 그 可能性을 假定할 수 있을 것임: B. S. Pasamanick and H. Knablock.

"Geographical and Seasonal Variations in Birth Rates." *Public Health Report*. 1959, 74: 285-288; J. Timothy Johnson, Tan Boon Ahn and V. I. Palan. Seasonality of Births for West Malaysia's Two Racial" *Human Biology*. 1975, 47: 295-307,

4) M. Spiegelman, Introduction to Demography. Harvard University Press, 1970. pp. 80-87.

그리고 B^1t_i , B^2t_i , B^3t_i , B^4t_i 는 t 년의 1/4分期부터 4/4分期 사이에 각각 태어난 出生總數를 말한다.

그래서, 그해의 嬰兒死亡率은 4分期의 死亡確率을 합친 것이 된다.

$$q_0^t = (q_0^1 + q_0^2 + q_0^3 + q_0^4) \cdot k$$

그 외 嬰兒死亡率의 推算方法은 Palloni,⁵⁾ Feeney⁶⁾의 논문에서 쓰고 있는데 그는 基本的으로 Brass가 開發한 方法을 기초로 하여, 센서스 資料로부터 嬰幼兒의 生存者確率資料 (Survivorship Data)를 이용한 것이다.

그러나 이 方法은 本 論文에서 使用하고자 하는 資料의 내용상 適用不可能하기 때문에 內容檢討는 省略키로 한다.

2. 資 料

本 分析에 利用된 資料는 家族計劃研究院이 1975年人口 센서스의 事後調査區 260個 가운데 151個調査區를 系統抽出하여 調査한 “1976年 全國出產力 및 家族計劃評價調査”⁷⁾를 利用했다. 標本의 크기는 15歲에서 49歲에 屬하는 總 6,020名의 既婚婦人이며, 이들의 妊娠·出產歷에서 1971년부터 1975年 사이에 發生한 出產數 4,997名과 出生後 12個月 以內에 死亡한 153名을 死亡年度別, 月別分布로 整理하여 이를 基礎分析資料로 사용했다.

Ⅲ. 出生코호트別 死亡歷과 嬰兒死亡率 分析

앞의 方法論에서 論議한 바와 같이 過去 嬰兒死亡率 推定의 가장 큰 弱點은 死亡發生件數 中心의 計算에서 올 수 있는 誤差 즉, 出生年度와 死亡年度가 다를 경우에 發生할 수 있는 分母의 크기가 分子에 줄 수 있는 影響을 최소한 줄일 수 있는 計算上의 考慮가 없었다. 그래서 이 點을 考慮하기 위하여 本 分析에서는 1971년부터 1975년까지 發生한 出生死亡數를 陣列상 分期別로 合算하고 各 分期別로 出生한 嬰兒가운데 1年 以內에 死亡한 嬰兒를 死亡發生時期로 再整理하는 소위 出生 코호트 別 死亡歷을 分析하였다.

5) A. Pallani, Estimating Infant and Childhood Mortality under Conditions of Changing Mortality. *Population Studies*. Vol. 34. 3 No. 1. 1980.

6) G. Feeney, Estimating Infant Mortality Trends from Child Survivorship Date. *Population Studies*, Vol. 34, No. 1, 1980.

7) 朴丙台, 崔炳睦, 權豪淵. 1976年 全國出產力 및 家族計劃評價調査, 家族計劃研究院, 1978. 12.

* 出生死亡件數의 크기가 充分하면 月別資料로서 分析이 可能하겠으나 本 分析資料는 비록 全國資料이긴 하나, 分子의 크기가 月別 傾向을 나타내기에도 不充分한 것으로 판단하여 分期別로 合算했음.

Table 2. Frequency Distribution of Live Births by Year and Month

出生年月別 出生兒數 分布

Month of Birth	Year of Birth				
	1971	1972	1973	1974	1975
Jan.	95	86	89	109	77
Feb. (B ¹)	101 (288)	95 (276)	95 (255)	97 (285)	72 (230)
Mar.	92	95	71	79	81
Apr.	83	62	81	84	81
May (B ²)	73 (279)	80 (231)	75 (221)	88 (265)	73 (219)
Jun.	123	89	65	93	65
Jul.	107	74	92	80	73
Aug. (B ³)	79 (259)	76 (245)	63 (230)	86 (240)	69 (199)
Sep.	73	95	75	74	57
Oct.	104	102	93	95	71
Nov. (B ⁴)	82 (291)	82 (272)	69 (247)	68 (244)	70 (221)
Dec.	105	88	85	81	80
Total	(1,117)	(1,024)	(953)	(1,034)	(869)

Table 3. Frequency Distribution of Infant Deaths by Year and Month

死亡年月別 嬰兒死亡 分布

Month of Death	Year of Death				
	1971	1972	1973	1974	1975
Jan.	2	4	2	2	1
Feb. (D ¹)	0 (6)	2 (12)	3 (5)	3 (6)	1 (4)
Mar.	4	6	0	1	2
Apr.	4	4	2	4	1
May (D ²)	2 (9)	2 (11)	2 (10)	0 (7)	1 (4)
Jun.	3	5	6	3	2
Jul.	3	2	5	4	3
Aug. (D ³)	1 (9)	1 (5)	2 (8)	2 (8)	2 (6)
Sept.	5	2	1	2	1
Oct.	6	4	3	1	4
Nov. (D ⁴)	6 (4)	4 (8)	3 (6)	1 (7)	2 (8)
Dec.	2	0	0	5	2
Total	38	36	29	28	22

表 3 을 資料로 하여

$$A = \frac{dt_2 + d't_2}{Bt_2},$$

$$B = \frac{d't_1}{Bt_1} + \frac{dt_2}{Bt_2},$$

최종적으로, C=分離係數(Separation Factor) $\frac{d't_1}{d't_1 + dt_2}$ 을 계산하고,

D=“분모를 調整한 嬰兒死亡率”을 算出했다(表 5 參照).

한편 Logan의 方法에서 算出한 結果에 對應하여 死亡의 季節的인 變異를 假想하고 同一 資料(表 2, 3 參照)를 이용하여 分期別 死亡確率方法을 適用하였다.

算出結果는 다음과 같다.

$$1972\text{年} : q_0^1 = 0.00116$$

$$q_0^2 = 0.01047$$

$$q_0^3 = 0.00370$$

$$q_0^4 = 0.00720$$

$$\therefore q_0^{1972} = 32.98$$

$$1973\text{年} : q_0^1 = 0.005178$$

$$q_0^2 = 0.010147$$

$$q_0^3 = 0.008016$$

$$q_0^4 = 0.005920$$

$$\therefore q_0^{1973} = 29.26$$

$$1974\text{年} : q_0^1 = 0.005794$$

$$q_0^2 = 0.006783$$

$$q_0^3 = 0.007960$$

$$q_0^4 = 0.007231$$

$$\therefore q_0^{1974} = 27.76$$

$$1975\text{年} : q_0^1 = 0.004543$$

$$q_0^2 = 0.004155$$

$$q_0^3 = 0.006276$$

$$q_0^4 = 0.007948$$

$$\therefore q_0^{1975} = 22.92$$

本 分析에 適用한 測定方法에 따라 算出된 嬰兒死亡率의 水準을 比較해 보면 表 5 와 같다. 全體的으로 보아 嬰兒死亡率은 適用方法에 구애됨이 없이 下降하고 있으나 年度別 水準은 方法適用에 따라 약간의 差異가 있다. 資料關係로 調整된 水準이 計算되지 못한 1971 年을 除外하고 1972年 以後를 比較할 때, 1972年에서 適用方法間에 가장 높은 嬰兒死亡率水

Table 4. Number of Live Births & Infant Deaths (1971~1975)

出生兒와 嬰兒死亡 分布 (1971~1975)

Year	Live Births	Infant Deaths	Deaths by Birth Cohort (Year)
1971	Bt ₁ : 1,117	Dt ₁ : 38	dt ₋₁ : 7 (1970) dt ₁ : 31 (1971)
1972	Bt ₂ : 1,024	Dt ₂ : 36	d' t ₁ : 10 (1971) dt ₂ : 26 (1972)
1973	Bt ₃ : 953	Dt ₃ : 39	d' t ₂ : 6 (1972) dt ₃ : 23 (1973)
1974	Bt ₄ : 1,034	Dt ₄ : 28	d' t ₃ : 6 (1973) dt ₄ : 22 (1974)
1975	Bt ₅ : 869	Dt ₅ : 22	d' t ₄ : 3 (1974) dt ₅ : 19 (1975)

Table 5. Un-Adjusted and Adjusted Infant Mortality Rates by Year

年度別 嬰兒死亡率의 補正

Year	Un-Adjusted Mortality Rate (%)	A	B	C	D
1971	34.0	—	—	—	
1972	35.2	.0333	.0334	.28	34.33
1973	30.4	.0304	.0299	.21	30.10
1974	27.1	.0242	.0276	.21	27.50
1975	25.3	—	.0248	.14	24.74

註: “—”部分은 資料未備로 계산할 수 없었음.

準의 差異를 보인다. 대체로 各 方法에 따라 1,000名當 1.0에서 2.0水準 사이의 比較的 有意한 差異를 보이는데, 調整한 兩方法間의 差異보다 調整하지 않은 嬰兒死亡率과 調整한 嬰兒死亡率 水準의 差異가 더 큰 것을 보면 嬰兒死亡率의 測定適用의 重要性을 확실히 말해 준 것이라 하겠다. 1973年과 1974年에 있어서는 약간의 相互差異를 보이나 크게 달라 보이지는 않았다. 그러나 1975年에서는 상당한 變化를 보였다.

各 分期別 死亡確率을 가지고 計算된 結果를 두고 보면 1975年에 1,000名當 22.9水準인 데 反하여 調整되지 않은 粗嬰兒死亡率은 훨씬 높은 25.3水準이었다.

이상 各 年度別 嬰兒死亡率의 水準을 各 方法別로 얻은 結果를 比較檢討해 본 結果, 同一資料라 할지라도 適用方法에 따라 差異가 있음을 분명히 알 수 있다. 특히 出生코호트 (Birth Cohort)를 전혀 무시한 粗嬰兒死亡率計算方法에 있어서는 年度別 死亡歷年으로 調整하여 計算한 水準보다는 一般的으로 높게 나오고 있음을 알 수 있다. 그 理由는 우리

Table 6. The Level of Infant Mortality Rates by Application of Different Methods

方法別 適用에 따른 嬰兒死亡率 水準

Year	Un-Adjusted Rate	Adjusted Rate	
		Using Separation Factor	Using Quarterly Death Probability
1971	34.0	—	—
1972	35.2	34.3	33.0
1973	30.4	30.1	29.3
1974	27.1	27.5	27.8
1975	25.3	24.7	22.9

나라와 같이 經濟社會生活水準이 向上되고 保健醫療惠澤이 每年 높아지고 있는 狀態에서는 嬰兒死亡이 低下되어 갈 수 있기 때문에, 年度別 繼續資料에서 出生코호트別 死亡數를 年度別로 調整할 수 있다면, 調整하지 않고 計算한 粗嬰兒死亡率 水準은 調整하여 計算한 嬰兒死亡率 水準보다 높게 나올 수 있음을 說明한다.

IV. 結 論

家族計劃研究院이 全國 標本調査한 『1976年 全國 出産力 및 家族計劃評價調査』資料를 利用하여 嬰兒死亡率 水準을 各各 다른 分析道具의 適用으로 計算하였다. 過去 거의 대부분의 嬰兒死亡率 水準測定은 各 年度에 觀察된 絶對死亡件數를 同年度の 出生數로 나누어 얻은 粗死亡率 計算方法에 의존하였다. 그러나 엄밀하게 이야기 하면 當該年度の 死亡은 去年度에 出生하여 當該年度에 死亡한 경우와 當該年度에 出生하여 當該年度에 死亡한 두 가지 경우를 포함할 수 있다. 그리하여 이러한 資料上의 內容을 새로운 算出方法論의 適用으로 調整해 줄 必要가 있다. 즉 出生 코호트에 의한 死亡年歷을 再整理하므로써 보다 正確한 水準把握을 可能하게 할 것이다.

本 研究에서 適用한 嬰兒死亡率 算出方法은 세가지였으며 그 結果를 相互比較하므로써 새로운 方法論適用의 必要性을 強調하고자 한다. 粗嬰兒死亡率水準은 出生코호트別 死亡年歷을 調整한 水準에 比하여 대체로 높게 나타내고 있으며, 그 差異는 1,000名當 1.0에서 2.0 사이에 있었다. 1972年의 粗嬰兒死亡率은 35.2水準에 있는데 反하여 調整된 嬰兒死亡率은 그보다 낮은 34.3 그리고 33.0水準에 있다. 그러나 1974年의 粗嬰兒死亡率 27.1은 調整된 嬰兒死亡率 27.5 그리고 27.8보다 오히려 낮게 算出되었다.

이러한 計算方法에 따른 粗嬰兒死亡率과 調整한 嬰兒死亡率과의 水準의 差는 資料의 質

에 대한 評價와 보다 正確한 死亡力 水準의 推定을 可能하게 하고 있다.

다시 말하여 過去 傳統的으로 使用해 오던 粗嬰兒 死亡率 算出方法을 改善하여 새로운 方法論을 適用해야 할 必要性을 實際 資料利用結果로 證明해 주고 있는 것이다. 따라서 向後 이 分野의 研究는 單純한 死亡水準을 算出해 내는 것보다, 어떤 새로운 算出方法을 適用하여 보다 精確한 水準을 算出해 내는데 關心을 기울여야 할 것이다.

參 考 文 獻

- 朴丙台, 韓國의 嬰幼兒死亡에 關한 研究, 家族計劃研究院, 1980
- 朴丙台, 崔炳睦, 權豪淵, 1976年 全國 出産力 및 家族計劃 評價調査, 家族計劃研究院, 1978.
- Brass, W., Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data. Chapel Hill, North Carolina, 1975.
- Brass, W., and A.J. Coal, "Methods of Analysis and Estimation." in the *Demography of Tropical Africa, Princeton, New Jersey*, 1968
- Feeney, G., Estimating Infant Mortality Trends from Child Survivorship Data. *Population Studies*, 34(1), 1980
- Lee, Sea Baick, An Overview of Mortality in Korea. *Journal of Family Planning Studies*, Vol. 7, Korean Institute for Family Planning, 1980
- Logan, W.P.D., The Measurement of Infant Mortality. *Population Bulletin of U.N.*, Vol. 3, 1953
- Palloni, A., Estimating Infant and Childhood Mortality under Condition of Changing Mortality. *Population Studies*, 34(1), 1980
- Sullivan, J.M., Models for the Estimation of the Probability of Dying between Birth and Exact Ages of Childhood. *Population Studies*, 26(1); 1972

(Abstract)

The Estimates of Infant Mortality Rates in Korea by Adjusted Measures

Sea Baick Lee*, Bong Ja Yun and Byung Tae Park*****

The demographic transition theory explains that mortality has played a key role in accelerating the population growth. According to this theory, rapidly increased population rates, was a product of decreased death rates, while birth rates remained relatively high level. Under this circumstance it is important to mention that mortality statistics should be well documented and studied.

Since the Korean government adopted fertility control program in 1961, much more attention has been given to study on fertility, rather than study on mortality. Furthermore, infant mortality is one of high priority areas in both demographic and health fields as a component affecting the progression of fertility and in its relation to the major implementation of public health program.

The objectives of the present study are: (1) to investigate an appropriate level of infant mortality in Korea by an application of adjusted measures, (2) to introduce and discuss the refined methods for infant mortality analysis, and (3) to compare the level of infant mortality rates computed by conventional and adjusted measures.

Infant mortality rates in the previous studies were practically always computed only by the conventional method which does not provide an accurate measure of the risk of death during the first year of life. To take account of mortality schedule by allocating the infant deaths to their calendar year of births and the deaths to the number of births in that calendar year, the adjusted measures were employed.

In consideration of effect of yearly cohort of births on death, three different types of infant mortality rates, calculated by conventional and an adjusted measures, are shown in Table 5. The level of "crude infant mortality rates", on the whole, is slightly higher than the level derived from an adjusted measures.

* Professor, School of Public Health, Seoul National University.

** Professor, College of Medicine, Seoul National University.

*** Assistant Researcher, Korea Institute for Population and Health.