

崔 焯  
 韓國人口保健研究院 責任研究員  
 李 時 伯  
 서울대학교 保健大學院 教授

## 1980 센서스人口의 年齡構造에 依한 最近 出生 및 死亡率의 推定

1. 緒 論
2. 資料 및 推定方法
3. 1980 센서스 年齡資料의 評價
4. 推定節次 및 結果
5. 要約 및 討議

### 1. 緒 論

本稿는 1980年 센서스人口의 年齡構造를 中心으로 1975~80年間 우리나라의 粗出生率 및 粗死亡率과 같은 人口動態率의 推定을 目的으로 試圖한 것이다. 이와 같은 動態率推定의 必要性은 주로 다음과 같이 두가지 問題에 대한 關心事에서 出發하고 있다. 하나는 4次 5 個年計劃期間中 우리나라에서 試圖된 人口政策이 人口成長의 억제라는 면과 관련하여 어떠한 成果를 나타내고 있는가하는 것이고, 다른 하나는 1950年代의 「베이커·붐」이 우리나라에서 人口成長에 어떠한 影響을 미치고 있는가하는 것이다.

1962年以來, 우리나라에서 家族計劃事業은 人口政策의 하나로 채택되어왔음은 이미 周知되는 바이다. 국가에 따라 家族計劃事業은 人口政策으로서가 아니라 母性保健水準의 向上과 같이 다른 目的으로 施行되는 경우가 있기는 하지만<sup>1)</sup>, 우리나라의 경우는 순수한 人口學的 理由에서 出發하고 있다. 1960年 人口센서스結果 밝혀진 1955~60年間 2.9% 라는 높은 人口成長率이 政府次元에서 人口問題에 대한 關心을 換氣시켜 주는 契機가 되었고, 그 結果 나타난 것이 우리나라에서 家族計劃事業을 施行하게 된 것이다. 이같은 事業은 家族計劃事業의 草創期에 만들어진 家族計劃事業 10 個年計劃에서도 분명히 밝히고 있다.<sup>2)</sup> 同計劃에서는 同事業의 目標로서 1962년에 2.9%이던 人口成長率 10 個年計劃의 最終年度인 1971년에는 2.0%로 低下시킬 것을 事業의 目標로 設定하고 있다. 이같은 先例에 따라, 1972년부터 시작된 第3次 5 個年計劃에서는 물론 1982년부터 시작되는 第5次 5 個年

1) 南美諸國이 주로 이에 해당하며, Rogers에 의하면 많은 개발도상국 가운데는 自國內의 정치적인 이유로 家族計劃事業을 보건사업의 하나로 표방하고는 있으나 그 實은 人口政策的 의도에서 추진하고 있는 나라도 많다고 함.

(Rogers, E. M., Communication Strategies for Family Planning, Free, 1973)

2) T. I. Kim, et al, The National Family Planning Program in Korea Population Council, 1973, pp. 194-195.

에서도 변함없이 이러한 人口目標을 家族計劃事業의 最終的인 事業目標로 提示하고 있다. 그러므로 同事業의 評價를 위한 事業의 進度測定은 이같은 事業의 目標에 對比한 成果測定을 隨半해야 하는 것이다. 그러나 1970年 以來, 家族計劃事業에 대한 評價報告書를 보면, 이같은 形態의 進度測定을 비교적 소홀히한 감이 없지 않다. 周知하는 바와 같이 人口政策으로서 家族計劃事業은 個個婦人으로서 하여금 避妊을 實踐토록 함으로써 個個人的의 出產水準을 억제한다면, 그 結果는 社會나 國家 全體的인 水準에서 人口成長의 抑制效果를 期할 수 있다는 論理에서 出發하고 있다. 그러나 1970年代 以後 家族計劃事業의 評價報告書를 보면 대다수가 個別婦人水準에서의 出產抑制效果만을 測定하는데 그칠뿐, 社會나 國家全體的인 水準에서 人口成長의 目標達成과 관련하여 어떠한 位置에서 있는가 하는 問題를 다룬 것은 극히 드물다. 個個婦人의 出產水準이 떨어진다고 해도 社會全體的인 側面에서 본다면 人口成長率은 늘어날 수 있는 경우도 있기 때문이다.

1970年代에 들어서면서부터 各種人口計劃을 立案할때마다 관계자들은 1950年代의 「베이비·붐」의 影響으로 1970年代後半에는 비록 個個婦人들의 出產水準은 낮아진다 하더라도 人口의 絶對數는 크게 늘어날 것이라 주장을 되풀이했다. 이같은 주장의 배경에는 全休人口 가운데 可妊人口比率이 크게 높아질 것이라는 우려가 작용하고 있는 것이다. 全休人口中 可妊人口의 比率이 높아진다면 個個婦人水準의 出產率은 떨어진다 하더라도 粗出生率은 변함이 없거나 低下속도를 늦출 수도 있으며, 심한 경우에는 오히려 높아질 가능성도 있기 때문이다. 이같은 觀點에서 본다면 1970년대 후반기 우리나라의 粗出生率의 변동과 관련된 人口動態의 分析은 무척 흥미로운 일이 아닐 수 없다. 더욱이 이미 發表된 바 있는 1980年 11月 1日 현재 人口가 3,800万名을 넘어섰고, 이를 1975年 센서스人口와 比較해보면 1975-80年間 平均 每年 1.52% 成長해왔음을 보여주고 있다. 이 數値는 第5次 5個年計劃을 立案할때 基準値로 삼았던 1980年度의 人口成長率이 1.57%보다 훨씬 낮다. 센서스總人口를 土台로 計算된 1975-80年間의 平均人口成長率 1.86%로 부터 두가지 가능성을 생각해볼 수 있다. 하나는 1975年 센서스와 1980年 센서스의 누락율에 상당히 큰 차이가 있을 수 있는 경우이고, 다른 하나는 두 센서스의 總人口를 土台로 計算된 人口成長率이 사실이라면 5個年計劃當時 우려했던 「베이비·붐」의 影響은 그렇게 問題視 되지 않는다는 점이다. 한 研究結果에 의하면<sup>3)</sup> 1966年이래 우리나라에서 實施된 센서스의 누락율을 推定, 1966年의 경우 1.4%, 1970년에는 2.9%, 그리고 1975년에는 2.0%의 누락이 있는 것으로 推定하고 있다. 1980年 센서스의 精度가 밝혀지지 않은 現在의 狀況에서 斷言할 수는 없지만, 1975年 센서스의 누락율이 2.0%로서 比較的 높은 수준에 있기 때문에 1980年 센서스의 누락율은 이보다 낮을 가능성이 많다. 이를 감안한다면 後者의 가능성이 前者의 비해 훨씬 크다 하겠다. 그러나 前者의 경우도 앞서 言及한 바와 같이 1970年代 後伴

3) 全泰允, 金正根, 『韓國의 將來人口推計(1975-2000)』, 人口問題論集, 제18호, 1976, p. 6.

에 「베이비·붐」의 후유증이 나타날 가능성이 있다는 前提下에서 본다면 그 可能性을 排除하지는 못하는 것이다.

이상과 같은 諸問題를 고려하여 本稿에서는 현재까지 밝혀진 1980年 센서스人口의 年齡構造를 中心으로 最近 우리나라의 出生·死亡水準을 推定해 보고, 이 結果를 土台로 주로 다음과 같은 두가지 의문점을 검토해보고자 한다. 첫째, 우리나라에서 人口政策으로서 家族計劃事業은 人口成長의 억제라는 측면에서 어느정도 그 목표에 近接하고 있는가? 다시 말해서 1980年 센서스人口의 年齡構造에 관한 資料로 推定된 動態率을 中心으로 第4次 5個年計劃은 人口成長의 抑制面에서 당초목표를 어느정도 달성하고 있는가? 둘째, 1950年代의 「베이비·붐」은 과연 1970년대 후반기 우리나라 人口成長에 어떠한 影響을 미치고 있는가? 그리고 그것은 과연 現時點에서 볼 때 우려될만큼 크다고 볼 수 있는가? 라는 문제를 주로 검토하고자 한다.

## 2. 資料 및 推定方法

本稿에서 利用된 資料는 1980年 센서스人口의 年齡構造에 관한 資料이다. 그러나 이 資料는 센서스人口를 全數集計한 結果 얻은 資料가 아니라 4% 標本을 中心으로 集計된 年齡構造에 관한 것이다. 원래 이 資料는 1982년부터 시작되는 第5次 5個年計劃期間中の 人口計劃 및 人口推計를 위하여 必要로 하는 人口構造의 把握을 目的으로 集計된 것이다. 이 資料는 現在까지 利用 可能한 1980年 센서스 年齡構造에 관한 唯一한 것이다.

人口의 年齡資料를 利用한 出生 및 死亡率의 推定은 여러가지 方法이 活用될 수 있다. 그 가운데 가장 普遍的으로 利用되는 것은 The Bourgeois-Pichat Method, Death Distribution Method, 그리고 두 센서스間의 生殘(Survivorship) 및 逆生殘(Reverse-Survivorship) 率을 利用한 推定方法 등이 包含되고 있다. 本稿에서는 주로 두 센서스間의 生殘 및 逆生殘率을 利用한 推定方法을 活用하여 最近 우리나라 婦人들의 出生 및 死亡水準을 推定해 보기로 하였다. 특히 이 가운데 逆生殘率을 利用한 出生水準의 推定方法은 1975年 人口센서스 人口가 1980년에 비해 그 누락率이 甚하다고 假定할 경우 두 센서스間의 누락率의 差異로 인하여 일어날 수 있는 出生水準의 過小 또는 過大推定 与否를 確認해 볼 수 있는 有用한 方法이 될 수도 있다. 卽 이 方法에 의한 出生 및 死亡率의 推定은 1975年 센서스人口에 生命表의 生殘率을 適用하여 推定한 1975~80年間の 出生 및 死亡率과 比較함으로써 두 推定值間의 일관성 与否를 確認해 볼 수 있다. 그밖에 Bourgeois-Pichat Method와 Death Distribution Method도 센서스人口의 年齡構造를 利用하여 出生 및 死亡率을 間接적으로 推定할 수 있는 有用한 方法이다. 다같이 人口의 安定性(Stability)을 基本的으로 假定하고 있는 이 두 方法은 어느 한 方法이 適用될 수 있는 狀況에서는 다른

한 방법도適用될 수 있기 때문에 서로間에는 推定된 結果를 서로 確認해 볼 수 있는 利點을 가지고 있다.<sup>4)</sup> 그러나 이 두가지 방법은 予備分析段階에서 最近 우리나라資料(1975年 및 1980年 年齡構造 및 死亡申告資料)에는 잘 fit 되지 않는다는 점이 確認되었다. 따라서 本稿에서는 두 센서스間人口에 生殘 및 逆生殘率을 適用하여 最近의 出生·死亡率을 推定하기로 하였다. 그러나 이 방법에 依한 出生死亡率은 分析對象이 되는 센서스人口의 年齡資料의 正確性(Accuracy)을 그 前提條件으로 하고 있다. 이 점을 勘案하여 本稿에서는 원래의 目的인 出生-死亡率의 推定에 앞서 1975年센서스資料와의 比較를 通해 1980年센서스人口의 年齡構造에 관한 資料를 評價해 보기로 하였다. 마지막으로 本分析에서는 1975年 및 1980年 두 센서스間의 期間上의 문제로 因하여 修正·補正된 1975年 및 1980年센서스資料를 토대로 計算된 年央人口資料를 利用하기로 하였다.

### 3. 1980 센서스 年齡資料의 評價

센서스年齡資料의 誤謬는 대체로 센서스人口의 集計誤謬, 記錄 및 年齡報告上의 잘못에서 비롯된다.<sup>5)</sup> 이 경우 記錄 및 年齡報告上의 誤謬는 年齡資料가 各歲일 때 보다는 年齡階級の 間격이 넓어지면 어느정도 緩化될 수 있다. 그렇기때문에 이러한 경우는 센서스人口의 集計誤謬에 의한 잘못이 주로 問題된다. 센서스年齡資料의 正確性은 人口學的 分析에 依해서 評價될 수 있으나, 4%標本資料를 土台로 推定된 年齡分布에 관한 資料만으로 이를 評價할 수 있는 방법은 극히 制限되어 있다. 本稿에서는 이처럼 可能한 方法의 制約을 勘案하여 주로 센서스間 코호트 分析方法, Age Ratio 및 Sex Ratio의 分析方法만을 利用하여 1975年 및 1980年센서스의 年齡資料를 評價해 보기로 하였다.

〈表-1〉은 두 센서스間 코호트分析을 통하여 1980年 센서스 年齡資料를 評價한 結果에 提示하고 있다. 〈表-1〉에 의하면 人口移動의 效果가 作用하지 않았다고 假定한다면, 男子의 경우 1980年 센서스의 25~29歲, 30~34歲 및 35~39歲 코호트가, 그리고 女子의 경우는 35~39歲 年齡코호트가 지난 5年間 生殘比率이 1.00을 超過하고 있다.

이 結果는 이들 年齡集團의 경우 1975年센서스에서 集計누락이 많았거나, 아니면 1980年센서스에서 年齡報告의 誤謬가 많았을 可能性을 示唆해주고 있다. 이같은 事實은 모델 生命表의 生殘率과 實際 센서스人口의 生殘率間의 差異를 提示한 〈表-1〉의 칼럼 9와 10에서 제시된 結果와는 다소 다른 結果를 보여주고 있다. 卽 生命表의 生殘率과 比較해 볼 때 센서스人口의 生殘率은 男子의 경우 30~34歲 및 35~39歲 人口에서 生命表의 그것

4) Retherford, The Bourgeois - Pichat Method, (mimeo), unpublished, 1980; The Death Distribution Method (mimeo) unpublished, 1980.

5) Henry S. Shryock, et al., The Methods and Material of Demography, Condensed Edition by Edward G. Stockwell, p. 115.

보다 현저히 높으며, 老年層으로 갈수록 生殘率이 낮게 集計된다. 이에 反해 女子의 경우는 現在 65~69歲 코호트에서만 約 3% 정도 센서스生殘率이 生命表의 生殘率보다 높으며, 이 年齡코호트와 70歲以上の 高年齡集團을 除外한 그밖의 年齡集團에서는 오히려 낮은 結果를 보여주고 있다. 이같은 사실은 대체로 다음과 같은 事實을 反映한다 하겠다.

첫째, 男子의 경우, 우리나라에서는 年齡別 死亡率이 모델生命表의 年齡別死亡 패턴과 一致하지 않거나, 아니면 男子에 비해 女子의 年齡資料가 훨씬 그 妥當性(Adequacy)이 높을 可能性이 있다.

둘째, 最近 우리나라 센서스人口의 集計에 있어서 通常 net underenumeration이 問題 되어왔다는 점을 勘案하면<sup>6)</sup> 1980년에 비해 1975년 센서스의 경우 누락율이 높을 可能性이 많으며, 그것은 女子보다는 男子쪽에서, 그리고 年齡別로는 1980년 現在 20~24歲 및 30~34歲에서는 누락의 可能性이, 35~39歲의 경우는 男·女 共히 過多集計되었을 可能性을 보여준다 하겠다. 이같은 諸事實은 센서스 年齡構造에 関한 資料를 利用, 出生·死亡率을 間接적으로 推定하는데 있어서는 男子보다는 女子의 年齡構造에 関한 資料를 利用하는 것이 보다 바람직함을 示唆해 준다. 이러한 事實은 <表-2> 및 <表-3>에 提示되어 있는 바와 같이 1975년 및 1980년 센서스의 年齡資料分析을 위하여 計算한 Age Ratio의 分析結果에서도 그대로 나타나 있다.

<表-2> 및 <表-3>에서는 1980년 및 1975년 센서스人口의 年齡資料의 正確性を 測定하기 위하여 UN Secretariat Index를 計算하고 있다. 이 Index를 構成하고 있는 性比 및 年齡比(Age Ratio)分析은 센서스의 集計상의 누락보다는 記錄 및 年齡報告의 誤謬를 測定하는데 주로 利用된다.<sup>7)</sup> <表-2> 및 <表-3>을 보면 이 Index는 1980년 및 1975년 센서스의 경우 각각 25.16 및 34.21로서 두 센서스間에는 비슷한 수준의 精度를 보여주고는 있으나, UN基準에 따르면 그렇게 正確한 편은 되지 못한다. 즉 UN基準에 의하면 이 Index가 20이하일 경우 年齡資料가 비교적 精度가 높은 것으로 評價하고 있다. 그러나 이 Index의 構成要素(component)를 分析해 보면, UN Secretariat Index의 비교적 높은 점수는 주로 Sex Ratio에 基因하는 것으로서 Age Accuracy Index는 1980년의 경우 男子 4.06, 女子 3.64, 그리고 1975년의 경우는 男子 4.97, 女子 4.07로서 그렇게 높은 편은 아니다.

1960년 美國의 경우 그 Index値가 2.3이였으며, 1960년 「스웨덴」이 3.3이였으며, 1964년의 Taiwan은 4.7이였음에 비추어,<sup>8)</sup> 우리나라센서스에서 年齡資料는 나쁜편이 아님을 알 수 있다. 더욱기 <表-2> 및 <表-3>에서 보는 바와같이 Age Ratio의 分析結果에 의하면 男子의 경우 1980년의 50~54歲, 25~29歲群이, 그리고 1975년에는 45~49歲,

6) 全泰允, 金正根, 앞의책, 1976, p. 6

7) Shryock, et al, 앞의책, p. 125.

Table-1: Evaluation of Consistency of Age Data from 1975 and 1980 Census  
(Numbers in Thousand)

Age in		Population (census)				Population Surviving					
		1975		1980		Census		Model life table*		Percent differences	
1975	1980	Male	Female	Male	Female	Male	Female	Male	Female	Male	Female
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)=(3)/(1)	(6)=(4)/(2)	(7)	(8)	(5)-(7) (7) × 100=(9)	(6)-(8) (8) × 100=(10)
All Ages	All Ages	17,766	17,515	19,236	18,888	-	-	-	-	-	-
-	0-4	-	-	2,087	1,946	-	-	-	-	-	-
0-4	5-9	2,374	2,167	2,314	2,144	.975	.989	.991	.994	- 1.6	- 0.5
5-9	10-14	2,319	2,159	2,306	2,153	.994	.997	.996	.997	- 0.2	0
10-14	15-19	2,385	2,211	2,344	2,176	.983	.984	.995	.996	- 1.2	- 1.2
15-19	20-24	2,240	2,094	2,078	2,015	.928	.962	.992	.995	- 6.5	- 3.3
20-24	25-29	1,570	1,504	1,584	1,488	1.009	.989	.990	.993	- 1.9	- .4
25-29	30-34	1,290	1,245	1,320	1,205	1.023	.968	.990	.992	3.3	- 2.4
30-34	35-39	1,137	1,109	1,169	1,111	1.028	1.002	.987	.990	4.2	1.2
35-39	40-44	1,123	1,086	1,111	1,068	1.989	.983	.983	.986	0.6	- 0.3
40-44	45-49	888	932	860	896	.968	.961	.974	.981	- 0.6	- 2.0
45-49	50-54	650	748	607	718	.934	.960	.961	.972	- 2.8	- 1.2
50-54	55-59	580	622	528	603	.910	.969	.939	.958	- 3.1	1.1
55-59	60-64	435	484	382	454	.878	.938	.907	.936	- 3.2	0.2
60-64	65-69	320	388	263	360	.822	.928	.860	.898	- 4.4	3.3
65-69	70-74	226	313	162	264	.717	.843	.790	.835	- 9.2	1.0
70-74	75-79	122	213	74	154	.607	.723	.691	.740	-12.2	- 2.3
75+	80+	106	238	45	133	.425	.559	.449	.487	- 5.3	14.7

\*Model life table: West, level 21 is employed.

20~24歲群이 비교적 deviation이 심하며, 女子의 경우는 20~24歲 및 25~29歲群이 그러한 結果를 보여주고 있다. 이 같은 사실은 비록 韓|國의 경우 年齡資料가 UN의 基準에 비추어 약간 높은 Index를 보여주고 있기는 하지만, 그것은 누락의 可能性이 많다고 보다는 事實이 그러한 可能性이 크다는 점을 示唆해 주기 때문이다. 즉 1975年의 男子 45~49歲 및 1980年의 50~54歲는 6·25戰爭의 參戰世帶로서 전쟁의 渦中에서도 男子쪽의 많은 희생속에서 나타난 結果로 해석할 수 있다. 특히 1975年의 男子 20~24歲, 女子 20~24歲,

Table-2: Calculation of United Nations Secretariat Index: 1980

Age	Population		Analysis of sex ratios		Analysis of age ratios			
	Male	Female	Ratio (1)÷(2) ×100 = (3)	Successive differences △ (3) = (4)	Male		Female	
	(1)	(2)			Ratio <sup>1)</sup> (5)	Dev. from (5) - 100 = (6)	Ratio <sup>1)</sup> (7)	Dev. from (7) - 100 = (8)
0-4	2,087,411	1,946,316	107.2	-	-	-	-	-
5-9	2,314,435	2,143,991	107.9	- 0.7	103.5	3.5	103.0	3.0
10-14	2,305,805	2,152,817	107.1	0.8	99.3	- 0.7	99.8	- 0.2
15-19	2,343,977	2,175,712	107.7	- 0.6	104.5	4.5	102.9	2.9
20-24	2,078,090	2,015,317	103.1	4.6	103.8	3.8	106.4	6.4
25-29	1,584,377	1,488,420	106.4	- 3.3	95.4	- 4.6	94.8	- 5.2
30-34	1,320,116	1,205,098	109.5	- 3.1	97.2	- 2.8	95.0	- 5.0
35-39	1,168,846	1,110,719	105.2	4.3	97.4	- 2.6	98.5	- 1.5
40-44	1,110,891	1,067,679	104.0	1.2	106.2	6.2	104.2	4.2
45-49	859,667	896,421	95.9	8.1	100.0	0.0	100.3	0.3
50-54	607,140	717,786	84.6	11.3	91.3	- 8.7	97.1	- 2.9
55-59	528,205	602,630	87.6	- 3.0	104.4	4.4	101.9	1.9
60-64	382,208	453,668	84.2	3.4	97.7	- 2.3	96.1	- 3.9
65-69	263,454	360,503	73.1	11.1	97.8	- 2.2	100.3	0.3
70-74	162,400	263,595	61.6	11.5	89.5	-10.5	86.8	-13.2
75+	118,714	287,367	41.3	20.3	-	-	-	-
Total*				87.3		56.8		50.9
Mean				5.82		4.06		3.64

Index = 3 × 5.82 + 4.06 + 3.64 = 25.16

1) An age ratio is defined here as 
$$\frac{5P_a}{1/3(5P_{a-5} + 5P_a + 5P_{a+5})} \cdot 100$$

\* irrespective of sign

25~29歲, 그리고 1980年의 男子 25~29歲 및 女子 25~29歲, 30~34歲의 누락 가능성은 상당히 一貫性 있는 結果로서 이들 世帯는 모두 6·25戰爭의 渦中에서 태어난 世帯란 点에서 앞서 언급한 1980年代의 50~54歲群에서 나타난 結果와 一致하기 때문이다. 이와같은 事實을 감안할 때, 韓國의 UN Secretariat Index는 비록 그것이 UN의 基準 보다는 높지만 年齡資料가 나쁘기 때문에 그러한 結果를 나타냈다고 解釋할 수는 없을 것 같다.

그러나 性別로 보면 年齡資料는 1975年보다는 1980年이, 그리고 性別로는 男子보다

는 女子가 더 낮은 Index值를 보여주고 있다. 이 結果는 앞서 分析한 두 센서스間 코호트 分析 結果와 유사하다.

Table-3: Calculation of United Nations Secretariat Index: 1975

Age	Population		Analysis of sex ratios		Analysis of age ratios			
	Male	Female	Ratio (1)/(2)×100 = (3)	Successive difference (4) = △(3)	Male Ratio <sup>1)</sup> (5)	Female Ratio <sup>1)</sup> (7)	Dev. from 100 (7)-100 = (8)	Dev. from 100 (7)-100 = (8)
	(1)	(2)			Div. from 100 (5)-100 = (6)			
0 - 4	2,373,560	2,167,499	109.5	-	-	-	-	-
5 - 9	2,319,163	2,158,996	107.4	2.1	99.3	- 0.7	99.1	- 0.9
10 - 14	2,384,577	2,210,608	107.9	- 0.5	103.0	3.0	102.6	2.6
15 - 19	2,240,011	2,094,258	107.0	0.9	108.5	8.5	108.2	8.2
20 - 24	1,570,423	1,503,991	104.4	2.6	92.4	- 7.6	93.2	- 6.8
25 - 29	1,289,827	1,245,439	103.6	0.8	96.8	- 3.2	96.8	- 3.2
30 - 34	1,137,048	1,108,634	102.6	1.0	96.1	- 3.9	96.7	- 3.3
35 - 39	1,123,445	1,085,681	103.5	- 0.9	107.1	7.1	104.2	4.2
40 - 44	887,724	932,497	95.2	8.3	100.1	0.1	101.1	1.1
45 - 49	650,006	748,393	86.9	8.3	92.1	- 7.9	97.5	- 2.5
50 - 54	580,476	622,471	93.3	- 6.4	104.5	4.5	100.7	0.7
55 - 59	435,319	484,062	89.9	3.4	97.7	- 2.3	97.1	- 2.9
60 - 64	320,952	388,218	82.7	7.2	100.2	0.2	98.3	- 1.7
65 - 69	225,695	312,711	72.2	10.5	101.3	1.3	102.6	2.6
70 - 74	121,921	213,140	57.2	15.0	80.7	- 19.3	83.7	- 16.3
75 +	105,681	238,299	44.3	12.9	-	-	-	-
Total*				80.8		69.6		57
Mean				5.39		4.97		4.07

Index = 3 × 5.39 + 4.97 + 4.07 = 25.21

\* Irrespective of sign

1) Defined as 
$$\frac{5P_a}{1/3(5P_{a-5} + 5F_a + 5P_{a+5})}$$

#### 4. 推定節次 및 結果

두 센서스間的 生殘率로 부터 死亡水準을 推定하는 方法은, 폐쇄인구(Closed Population)에서 특정한 시점에서 集計된 코호트의 크기는 전적으로 死亡에 기인할것이라는 단순



Table-4: 1975 Female Population Projected According

Age	Observed population in 1975	Level 17	Level 19	Level 21	Level 23
0-4	2,167,499				
5-9	2,158,996	2,112,011	2,135,203	2,153,627	2,162,947
10-14	2,210,608	2,137,838	2,145,826	2,152,519	2,156,405
15-19	2,094,258	2,167,501	2,194,576	2,202,871	2,207,513
20-24	1,503,991	2,063,891	2,074,153	2,083,158	2,089,860
25-29	1,245,439	1,477,220	1,485,793	1,493,613	1,499,629
30-34	1,108,634	1,219,908	1,227,878	1,235,102	1,240,831
35-39	1,085,681	1,082,359	1,090,120	1,097,215	1,103,091
40-44	932,497	1,055,499	1,063,425	1,070,807	1,077,756
45-49	748,393	900,792	907,786	914,500	921,587
50-54	622,471	714,715	721,077	727,139	734,398
55-59	484,062	583,753	590,103	596,327	604,233
60-64	388,218	440,351	446,692	452,937	461,359
65-69	312,711	335,886	342,214	348,581	357,588
70-74	213,140	249,168	255,108	261,239	270,558
75+	238,299	254,128	264,220	273,889	289,219

한 觀念을 基礎로 하고 있다.<sup>9)</sup>

두 센서스間 코호트의 크기는 死亡뿐만 아니라, 실제로는 年齡報告의 誤謬, 또는 센서스集計의 完全性如何에 影響을 받는다. 그렇다하더라도, 死亡에 관한 年齡分布資料가 없을 때 센서스間 年齡分布는 誤謬의 可能性이 크기는 하지만, 모델生命表와 結付시켜 使用한다면 死亡率은 비교적 正確히 推定할 수 있는 것이다.

두 센서스間 生殘率을 利用한 死亡率의 推定을 위해서는 먼저 두 센서스年間 死亡者數의 推定에 적용될 모델生命表上의 死亡水準을 確認해야 하는 것이다. 本稿에서는 모델生命表上의 死亡水準의 確認을 위하여 먼저 모델生命表의 West Family 가운데 Level 17 에서 23에 이르는 4個의 死亡水準을 選擇, 1975年 센서스에서 觀察된 年齡別人口를 基礎로 이들 各各의 死亡水準에 따라 4個「씨리즈」의 1980年 人口를 推計했다(表-4 參照). 各 Level別 1980年 年齡別人口의 推計를 위해서는 各 Level別로 Model Life Table에 제시

9) Brass, William Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data. An Occasional Publication of the International Program of Laboratories for Population Statistics, Univ. of North Carolina at Chapel Hill, pp. 106-116.

된 生存率  $P(X)$  値가 1975年人口에 적용되었다. 다음 단계는 各年齡코호트 別로 1980年 센서스觀察人口와 1975年 센서스 人口를 모델生命表의 各水準別 死亡水準에 적용시켜 推計한 推計人口를 <表-5>에서 보는 바와 같이 누적시켰다. 이 結果를 土台로 各年齡別로 死亡水準이 어느水準에 位置하고 있는지 여부를 把握할 수 있었다. 그 結果를 提示한 것이 <表-6>이다.

**Table-5: Number of Survivors Aged X and Over: Cumulated Female Population**

Age	Observed population in 1980	Level 17	Level 19	Level 21	Level 23
0	18,888,039				
5	16,941,723	16,795,020	*16,945,174	17,063,524	17,176,974
10	14,797,732	14,683,009	*14,809,971	14,909,897	15,014,027
15	12,644,915	12,545,171	*12,664,145	12,757,378	12,857,622
20	10,469,203	10,377,670	10,468,569	*10,554,507	10,650,109
25	8,453,886	8,313,779	8,394,416	*8,471,349	8,560,249
30	6,965,466	6,836,559	6,908,623	*6,977,736	7,060,620
35	5,760,368	5,616,651	5,680,745	5,742,634	*5,819,789
40	4,649,649	4,534,292	4,590,625	4,645,419	*4,716,698
45	3,581,970	3,478,793	3,527,200	3,574,612	*3,638,942
50	2,685,549	2,578,001	2,619,414	2,660,112	*2,717,355
55	1,967,763	1,863,286	1,898,337	1,932,973	*1,982,957
60	1,365,133	1,279,533	1,308,234	1,336,646	*1,378,724
65	911,465	839,182	861,542	883,709	*917,365
70	550,962	503,296	519,328	535,128	*559,777
75	287,367	254,128	264,220	273,889	*289,219

\*Mark shows the location of census population among estimates.

<表-6>의 各年齡코호트別, 死亡水準의 推定 節次를 例示해 준다. <表-6>에 依하면 死亡水準은 대부분이 모두 모델生命表의 死亡水準 21과 23사이에 位置하고 있으며, 젊은 年齡에서는 死亡水準 17과 21사이에 포함되기도 한다(表-5 참조). 이를 內插法(interpolation)에 의해 推定한 結果를 보면 <表-6>에서 보는 바와 같이 各年齡別로 死亡力水準이 18.68-22.65의 範圍내에 包含되고 있다. 여기서 年齡을 70歲 未滿으로 제한한 것은 앞 節에서 본 바와 같이 70歲 以上の 高年齡層에서는 資料의 誤謬可能性이 더욱 크기 때문이다. 이를 土台로 代表死亡力水準이 될 各年齡別中位死亡水準을 計算하면 死亡力水準

이 21.12가 된다(表-6 参照). 이로써 1975-80年間 死亡數推定에 必要한 死亡水準이 決定된다.

Table-6: Calculation of Mortality Levels Consistent with the Observed Numbers Aged X and Over

Age	Low level of population	Observed population	High level of population	Mortality level*
5	16,795,020	16,941,723	16,945,174	18.95
10	14,683,009	14,797,732	14,809,971	18.81
15	12,545,171	12,644,915	12,664,145	18.68
20	10,468,569	10,469,203	10,554,507	19.01
25	8,394,416	8,453,886	8,471,349	20.55
30	6,908,623	6,965,466	6,977,736	20.64
35	5,742,634	5,760,368	5,819,789	21.46
40	4,645,419	4,649,649	4,716,698	21.12
45	3,574,612	3,581,970	3,638,942	21.23
50	2,660,112	2,685,549	2,717,355	21.89
55	1,932,973	1,967,763	1,982,957	22.39
60	1,336,646	1,365,133	1,378,724	22.35
65	883,709	911,465	917,365	22.65

\* Interpolated by the formula:  $A$  (Low level of mortality) +  $(1-A)$  (High level of mortality)

where  $A = \frac{\text{High level of pop.} - \text{Observed pop.}}{\text{High level of pop.} - \text{Low level of pop.}}$

Median level of mortality: 21.12

上記한 節次를 통해 中位死亡力水準이 決定되면 그 水準에 該當하는 모델生命表가 內삽법(interpolation)에 의해 構成될 수 있다. <表-7>은 21.12水準의 모델生命表에 해당하는  $e_0$ ,  $l_5$ ,  $L_0$  및  $L_1$ 는 물론, 各年齡別死亡率을 나타내는  $sM_x$  値를 內삽법(interpolation)에 의해 提示해 주고 있다. 이로써, 1975-80年人口(mid-period population)가 決定된다면 그 人口에서 일어난 死亡數를 推定하는데 必要한 諸般節次가 끝나게 된다.

<表-8>에서는 마지막 단계로서 1975-80年間 死亡數를 推定하고 있다.

**Table-7: Interpolated  ${}_5M_x$  that Represents the Death Rate at Each Age Interval  $x$  to  $(x+n)$ ,  $e_0^0$ ,  $l_5$ ,  ${}_tL_0$  and  ${}_4L_t$  Values**

Age	M(x)	M(x)	M(x)*
	Level 21	Level 22	Final Level(21.12)
0-1	31.77	23.08	30.73
1-4	1.94	1.16	1.85
5-9	0.68	0.44	0.65
10-14	0.54	0.36	0.52
15-19	0.87	0.59	0.84
20-24	1.25	0.82	1.20
25-29	1.52	1.02	1.46
30-34	1.82	1.28	1.76
35-39	2.33	1.72	2.26
40-44	3.18	2.46	3.09
45-49	4.64	3.80	4.54
50-54	6.90	5.78	6.77
55-59	10.35	8.89	10.17
60-64	16.41	14.30	16.16
65-69	27.21	24.38	26.87
70-74	46.26	42.29	45.78
75+	122.51	117.58	121.44
<hr style="border-top: 1px dashed black;"/>			
$e_0^0$	70.00	72.500	70.3
$l_5$	96,160	97,286	96,295.12
${}_tL_0$	97,349.0	98,004.8	97,427.7
${}_4L_t$	385,741.7	388,816.8	386,230.7

\* Interpolated by the formula:  $A(M(x):\text{Level 21})+(1-A)(M(x):\text{Level 22})$

$$\text{where } A = \frac{22-21.12}{22-21} = .88$$

Table-8: Estimated Number of Death During the Intercensal Period: 1975-80

Age	Mid period population (Female)	nMx	Estimated number of death (Female)
0-4	2,056,908	7.66	15,755.9
5-9	2,151,494	0.65	1,398.5
10-14	2,181,713	0.52	1,134.5
15-19	2,134,985	0.84	1,793.4
20-24	1,759,654	1.20	2,111.6
25-29	1,366,930	1.46	1,995.7
30-34	1,156,866	1.76	2,036.1
35-39	1,098,200	2.26	2,481.9
40-44	1,000,088	3.09	3,090.3
45-49	822,407	4.54	3,733.7
50-54	670,129	6.77	4,536.8
55-59	543,346	10.17	5,525.8
60-64	420,943	16.16	6,802.4
65-69	336,607	26.87	9,044.6
70-74	238,368	45.78	10,912.5
75+	262,833	121.94	32,049.9
Total	18,201,471		104,403.6

上記한 諸節次가 끝나면 1975-80年間 女性人口에 對한 死亡率은 :

$$d_f = \frac{104,403.6}{18,201,471} \times 1000 = 5.74 \text{가 되며 女性人口의 成長率은 通常的인 方法에 따라}$$

$$r_f = \frac{\ln 18,888,039 - \ln 17,514,897}{5} \times 1000 = 15.1 \text{이 되며}$$

女性人口의 粗出生率은 :

$$b_f = d_f + r_f = 5.74 + 15.1 = 20.84 \text{가 된다.}$$

이상의 女性人口의 諸動態率을 기초로 男性人口의 動態率 역시 推定 될 수 있다. 卽, 男性의 粗出生率  $b_m$ 은 出生時性比 1.07감안하면 22.3으로 推定되며, 男性人口의 成長率 역시 通常的인 方法에 따라 15.90으로 推定되며, 그밖에 男性人口의 粗死亡率  $d_m = b_f - r_f = 6.4$ 가 된다.

이상과 같이 구해진 兩性間의 動態率을 土台로 全体人口의 動態率이 推定된다. 卽 全体

人口의 粗出生率은 :  $b_t = b_f \left( \frac{P_f}{P_t} \right) + b_m \left( \frac{P_m}{P_t} \right) = 21.6$  全体人口의 成長率은 通常的인

方法에 따라  $r_t = \frac{\ln 38124000 - \ln 35281000}{5} \times 1000 = 15.5$

그밖에  $d_t = b_t - r_t = 6.1$ 이 된다. 이로써 센서스生殘率에 의한 出生 死亡率의 推定過程은 終結된다.

한편 逆生殘率에 依한 出生率推定方法은 特定時點에 集計된 0-5 歲人口는 지난 5 年 間에 일어났던 出生兒 가운데 生存兒 이라는 점에 착안한 것이다.<sup>10)</sup> 다시 말해서 지난 5 年 間 出生 및 死亡이 일정하고 그 人口의 生命表를 알 수 있다면 同期間中 일어났던 平均出生兒數는 쉽게 推定될 수 있는 것이다.

이 方法에 依한 出生·死亡率의 推定을 위하여 가장 먼저 해야 할 일은 지난 5 年 間에 發生한 出生兒數를 確認하는 것이다. 어느 一定時點에서 觀察된 0-4 歲人口를 土臺로 推定될 出生兒數는

$$B = \frac{1}{5}({}_5P_0) \left( \frac{{}_5l_0}{{}_5L_0} \right) = {}_5P_0 \cdot \frac{{}_5l_0}{{}_5L_0} \text{에 의해 求해질 수 있다.}$$

앞에서 이미 提示된 바와같이 두 센서스間 生殘率에 의해 出生 死亡率을 推定하는 과정 에서 1975-80年 間 우리나라 女性에 적합한 生命表의 死亡水準은 21.12인 것으로 確認되었고, 이에 따른 各各의 生命表함수 역시 <表-7>의 下端에 提示되고 있다. 이를 土臺로 지난 5 年 間 發生한 總女兒數는 :

$$B_f^{1975-80} = 1,946,316 \times \frac{100,000}{483,658.4} = 402,415$$

으로 推定되며, 이에 해당하는 男兒數는 :

$$B_m^{1975-80} = 1.07 \cdot B_f^{1975-80} = 430,584.5 \text{가 된다.}$$

따라서 지난 5 年 間 發生한 總出生兒數는  $B_t^{1975-80} = B_f^{1975-80} + B_m^{1975-80} = 833,000$  名으로 推定된다.

1975年 間 出生兒數가 確認이 되면, 다음에는 1975-80年 間의 中間時點에 해당하는 人口를 推定해야 한다. 이 人口의 推定을 위해서는 死亡數를 21.12에 해당하는 逆生殘 함수를 推定하지 않으면 안된다. 이 함수는 <表-9>에서 提示된 바와 같이 먼저 내삽법(interpolation)에 의해 死亡數를 21.12에 해당하는  $L(X)$  值를 구하고 이를 土臺로 逆生殘率 :

$$P(X) = \frac{{}_5L_{x-5}}{{}_5L_x} \text{이 구해진다.}$$

다음 각 年齡계급별 逆生殘함수가 구해지면 1980 센서스에서 觀察된 人口를 土臺로 1975 年 人口를 各年齡別로 推定하게 된다(<表-10參照>). 마찬가지로 節次를 거쳐 男性人口에 대해서도 1980年 센서스人口를 根幹으로 逆算하여 1975年 男性人口를 推計할 수 있다. 이와같은 節次를 通해 推定된 各人口數는 年度別로 다음과 같다.

10) U. N., Department of Economic and Social Affairs (1967), Method of Estimating Basic Demographic Measures from incomplete Data, Manual IV, Population Studies, No. 42, N. Y. United Nations, pp. 37-39.

年度	男	女	計
1975	17,765,828	17,514,897	35,280,725
1980	19,235,736	18,888,309	38,123,775

이를 根拠로 1975-80年間の 中間 時点에 해당하는 人口를 구하면 36,702,250名이 된다. 이 人口와 앞서 推定한 1975-80年間の 出生兒數를 土台로 粗出生率을 計算하면 :

$$b_t^{1975-80} = \frac{833,000}{36,702,250} \times 1000 = 22.7 \text{ 이 된다. 그리고 1975-80年間 人口成長率은}$$

通常的인 方法에 따라 :

$$r_t^{1975-80} = \frac{\ell_n 38,123,775 - \ell_n 35,280,725}{5.0} \times 1000 = 15.5$$

따라서  $d_t^{1975-80} = b_t^{1975-80} - r_t^{1975-80} = 22.7 - 15.5 = 7.2$ 가 된다.

**Table-9: Calculation of the Reverse Projection Factors at the Level of Mortality 21. 12**

Age	Level 21 L (X)	Level 22 L (X)	Level 21.12 L (X)	R (X) = $\frac{{}_5L_{x-5}}{{}_5L_x}$
0	97349.0	98004.8	97427.7	-
1	386741.7	389816.8	387110.7	-
5	479987.7	485895.1	480696.6	* 1.00799
10	478522.9	484923.6	479291.0	1.00293
15	476831.5	483778.3	477665.1	1.00340
20	474305.7	482074.3	475237.9	1.00511
25	471027.3	479850.7	472086.1	1.00668
30	467108.9	477092.1	468306.9	1.00807
35	462288.5	473527.1	463637.1	1.01007
40	455968.2	468604.3	457484.5	1.01345
45	447150.8	461336.1	448853.0	1.01923
50	434468.9	450446.2	436386.2	1.02857
55	416214.0	434283.1	418382.3	1.04303
60	389467.3	409972.1	391927.9	1.06750
65	349696.0	372603.9	352444.9	1.11203
70	292122.3	316437.9	295040.2	1.1946
75+	421749.5	481354.0	428902.0	** 1.6879

\*  $\frac{{}_5L_0}{{}_5L_5}$ , \*\*  $\frac{T_{70}}{T_{75+}}$

Table-10: Female Population in 1980 Reverse Projected to 1975

Age X	1980 Observed number	$\frac{{}_5L_x - 5}{5L_x}$	Estimated in 1975
0	1,946,316	-	2,161,121.5
5	2,143,991	1.00799	2,159,124.8
10	2,152,817	1.00293	2,183,109.4
15	2,175,712	1.00340	2,025,615.3
20	2,015,317	1.00511	1,498,362.6
25	1,488,420	1.00668	1,214,823.1
30	1,205,098	1.00807	1,121,903.9
35	1,110,719	1.01007	1,082,039.3
40	1,067,679	1.01345	913,659.2
45	896,421	1.01923	738,307.5
50	717,786	1.02857	628,561.2
55	602,630	1.04303	4,290.6
60	453,668	1.06750	400,890.2
65	360,503	1.11203	314,890.6
70	263,595	1.1946	485,046.8
75+	287,367	1.6879	
Total	18,888,039		17,411,746

Table-11: Crude Birth Rates, Crude Death Rates and Growth Rate of Population 1975-80

	CBR	CDR	Growth Rate
Intercensal Survival Method	21.6	6.1	15.5
Reverse Survival Method	22.7	7.2	15.5

## 5. 要約 및 討議

本稿는 지난 4次 5 個年計劃期間中 우리나라人口政策의 成果를 人口成長의 抑制面에서 評價하고 동시에 1950年代 後半期의 「베이비·붐」이 最近 우리나라의 人口成長에 어떠한 影響을 미치고 있는지 与否를 評價하기 위하여 試圖된 것이다. 이러한 研究目的의 達成을 위하여 1980 센서스에서 밝혀진 센서스人口의 年齡構造를 土台로 1975-80年間 粗



出生率(Crude Birth Rate), 粗死亡率 (Crude Death Rate) 및 人口成長(Growth Rate) 等 人口動態率의 間接推定을 시도했으며, 그 結果는 아래 <表-11>에 提示되고 있다.

센서스人口의 年齡構造를 通하여 人口動態率을 間接推定할 경우 가장 問題가 되는 것은 人口動態率推定의 기초가 되는 人口의 年齡構造의 精度(Accuracy)여부가 된다. 이같은 問題點을 考慮하여 本稿에서는 우선 1980年센서스人口의 年齡構造自体에 대한 評價를 시도하였다. 그 結果 밝혀진 것은 센서스人口의 누락율이 各年齡間에 均等하다고 假定할 경우, 1975年 및 1980年 센서스人口의 年齡構造는 비교적 좋은 것으로 評價되었으며, 年齡別人口構造의 경우 1975년에 비해 1980年센서스가 약간 나은 것으로 밝혀졌으며 男子人口보다는 女子人口가 人口動態率의 推定에 보다 適合한 年齡構造를 가지고 있음을 알 수 있었다.

<表-1>은 1975-80年間 推定된 우리나라人口의 動態率을 提示하고 있다. 이 表에 의하면, 1975-80年間の 中間時點이 되는 時點의 粗出生率은 人口 1,000名當 22.7~23.8名의 範圍內에 있으며, 粗死亡率은 人口 1,000名當 5.1내지 5.2名, 그리고 同期間中 年平均 人口成長率은 1.76~1.86%程度 되고 있음을 보여주고 있다. 当初 第4次 5個年計劃을 立案할 當時 基準値가 된 1970-75年間の 人口動態率을 보면 同期間中 年平均 人口成長率은 1.8%, 그리고 粗出生率과 粗死亡率은 各各 人口 1,000名當 24 및 7이었다.<sup>11)</sup> 同計劃은 이를 基準値로 하여 同人口計劃의 目標을 計劃期間의 最終年度인 1981년에는 우리나라 人口의 크기를 38,807千名水準에서 抑制하며, 이의 達成을 위하여 1981년에는 粗出生率을 人口 1,000名當 23.9名으로, 그리고 粗死亡率을 6.0名으로 維持하고, 移民率을 人口 1,000名當 1.9名水準으로 높임으로써 人口成長率이 1.6%線이 될 수 있도록 한다는 目標을 設定했다.<sup>12)</sup> 이와같은 人口成長의 抑制目標을 粗出生率面에서 본다면 本稿에서 推定한 1975-80年期間中 粗出生率이 22.8-23.8에 屬하고 있어서 第4次 5個年計劃期間中 当初 設定했던 人口動態率目標을 무리없이 達成하고 있음을 보여준다 하겠다. 이같은 事實은 本稿에서 推計한 人口動態率推定의 實際의인 時點이 되는 1977年 또는 1978年度 粗出生率目標 23.7과 比較하면 더욱 分明해진다. 同期間中 粗出生率의 推定値가 当初 計劃値보다 낮은 것은 적어도 1970年代 後半期라 할 수 있는 1975-80年 期間 中에는 1950年代의 「베이비·붐」에 의한 可妊女性人口比率의 增加幅이 当初 우려했던 것 보다는 적었다는 데서 그 原因을 찾아볼 수 있을 것 같다. 人口學者들에 의하면, 실제로 「베이비·붐」에 의한 可妊女性人口의 增加幅이 가장 큰 時期는 1980-81年을 「피-크」로 하고 있음이 指摘되고

11) 人口計劃 實務班, 第4次經濟開發 5個年計劃, 人口雇傭 및 人力開發部門計劃 1977-1981, 經濟企劃院 1976, p. 5.

12) 人口計劃實務班, 앞의책, p. 23.

있다. 이를 감안한다면, 本 研究結果는 本 分析의 실제 対象期間이 되는 1977-78年 間에  
는 「베이비·붐」에 의한 人口學的 效果는 거의 作用하지 않고 있음을 보여주는 좋은 實例  
라 하겠다.

### 参 考 書 籍

- 人口計劃實務班, 第4次經濟開發5個年計劃, 人口雇傭 및 人力開發部門計劃: 1977-1981,  
經濟企劃院, 1976.
- 全泰允, 金正根, “韓國의 將來人口推計(1975-2000),” 人口問題論集, 第18号, 1976.
- U. N. Department of Economic and Social Affairs, *Method of Estimating Basic Demographic Measures from Incomplete Data*, Manual IV, Population Studies No. 42, N. Y. U. N.
- Brass, W. *Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defected Data*, Univ. of North Carolina at Chapel Hill, 1978.
- Henry S. Shryock, et al, *The Methods and Materials of Demography*, Condensed Edition by Edward G. Stockwell, 1978.
- Retherford R, *The Bourgeois-Pichat Method*(mimeo), unpublished, 1980, Univ. of Hawaii
- \_\_\_\_\_, *The Death Distribution Method*(mimeo), unpububished, 1980, Univ. of Hawaii.
- Rogers, E. M. *Communication Strategies for Family Planning*, Free Press, 1973.
- T. I. Kim, et al. *The National Family Planning Program in Korea*, Population Council, 1973
- Ueda, Kozo, *Basic Demographic Data; Their Accuracy and Use for Subnational Population Projection in Asian and Pacific Countries*, South-East Asian Medical Information Center, Tokyo, 1980.