人口統計資料7號
1962年11月1日

人口推計方法論

(性및年令別推計)

經濟企劃院
調査統計局

001017

緖　　言

UN社會理事局 人口分科委員會는 人口委員會가 8次總會에서 勸告한 바에 따라 人口推計方法에 關한 便覽을 編集하였다. 이 便覽의 第Ⅰ輯은 現在의 總人口를 推定하는 方法을 取扱하였고, 第Ⅱ輯은 人口資料의 質을 評價하는 方法을 敍述하였다.

이 論輯은 叢書中 第Ⅲ卷으로 未來의 人口를 推定하는 方法을 取扱하였다.

여기에 主目的은 統計資料가 缺乏되고 있는 國家를 包含해서 可能한限 많은 國家가 性및 年令別 未來人口를 推計할수 있도록하는데 있다. 여기의 細密한 方法은 UN職員이 發展시킨것이며

UN이 이를 發刊한 것이다.

第1編　總　說

第1編 總 說

第1章 便覽의 目的과 範圍

1 經濟的 社會的 開發計劃을 樹立하려는 國家에 對하여 未來人口推計의 重要性을 强調할 必要가 없다. 開發計劃을 達成시킬 國民의 一次的인 需要는 豫測되는 人口의 規模나 構成을 考慮하지않고는 合理的으로 測定할 수 없을뿐만 아니라, 根本的으로 人口의 規模와 構造에 따르는 勞動力의 供給을 考慮하지 않고는 國家資源을 適切하게 評價할 수 없는것이다. 만약 人口趨勢에 관한 組織的인 分析으로 人口를 推計할 수 없다면 企劃者는 需要와 資源의 規模를 多少 모호한 仮說로 推計할 수 있다.

Book 왕국

2. 이같은 重要性이 있음에도 不拘하고 人口推計가 人口變動에 관한 昭詳하고 새로운 情報(information)를 提供할 統計機關이 잘 發達하지 못한 國家에서는 거의 試圖되지 못하고있다. 첫째의 理由는 이같은 國家들이 大體로, 人口變動에 관한 分析에 있어서 訓練과 經驗을 쌓은 統計實務者가 不足하며 또한 人口推計가 正確하고 細密한 動態統計나 「센사스」資料에 依할때만이 有用하게된다는 그릇된 思考方式이 있기때문이다. 이같은 思考方式이 行爲의 規制者가되어 實用的인 推計의 力量을 誤認시키고 있다.

틀림없이 좋은 統計는 더욱 좋은 推計를 할 수 있을것이나 그統計가 아무리 充分한 統計情報에 依

해서 作成되었다 할지라도 어떤 推計 特히 未來에 관한 推計는 벗어날수없는 不確實性의 要素를 內包하고있다. 비록 統計가 斷片的이고 缺陷을 가졌다 하드라도 入手한 統計를 銳意하게 評價하면 企劃者는 實效性 있는 未來人口推計를 할수있다. 이것은 나지 已開發諸國, 事實과 같이 近代的인 氣象施設이 發達하지 못한 地域에 있는 農夫에게 實質的인 價値가 있는것과 같다.

3. 不充分한 統計資料를 가진 國家가 未來人口를 推計할 때에 推計를 위한 適切한 方法을 發展시킴에 너무 無關心하여 왔다는 事實이 또한 陰蔽되고 있다. 이 便覽의 目的은 人口統計가 貧弱하고 不完全한 世界諸國의 未來人口를 推計하기 위하여

UN職員이 發展시킨 諸方法을 說明하므로 이 目的에 寄與코자 한다.

4. UN職員이 作成한 推計는 諸地域에 대한 論輯으로 發刊하고 있는데 其中의 두개가 注文을 받아 刊行되었다.

5. 다음 章에 提示될 諸方法의 各論에 앞서, 이章에서는 未來人口推計의 一般原則에 관한 槪要와 人口推計計算을 위한 選擇的 方法을 論하려한다.

2章 未來人口推計의 原則과 方法

第 1 節 一 般 原 則

6. 맨(?)저 說明하여야할 것은 未來人口趨勢에 관한 計算이 반드시 可期할수 있는 未來의 數를 나

라내리라고는 생각되지않는다. 例를 들면, 現在의 出生率이나 死亡率이, 特定한 未來의 期間中 그대로 繼續하리라는 假定에서 人口의 成長을 計算하고 或은 移民(*immigrants*)의 申告數를 참작하므로 所與의 期間內에 어느 한規模의 人口에 到達하게할 出生, 死亡, 移民을 決定하는 것이 人口의 成長을 計算하는 것이된다. 出生, 死亡, 移民의 假定된 狀態가 實質的으로 示顯되리라는 計慮를 하지않고 計算되었다할지라도 그같은 計算은 人口政策에 관한 여러가지 計劃의 業績을 評價하는데 큰 도움이 될것이다. 이 便覽에서는 이같은 여러가지 目的에 關聯된 것을 取扱하지않고 入手할수 있는 情報에 따라 所與의 未來日字에 있을 수 있는 人口의 規

模와 構成에 관한 最良의 可能한 推計를 하려는것이다.

7. 以前에는 많은 學者들이 人口成長을 支配하는 比較的 唯一한 法則이 어떤 境遇에 있어서도 未來의 變動을 豫測하기에 充分하리라고 믿었다. 그러나 現在는 그같은 法則을 發見하려는 試圖는 大體로 抛棄되었는데, 그것은 觀察結果, 어떤 理論的인 期待와 矛盾된다는것이 立證되었기때문이다. 그러나 最近 1930年代와 1940年代 初期에는, 人口의 未來趨勢는 現在의 狀況과 過去의 體驗에 관한 細密한 統計를 조심스럽게 研究하면 아주 信憑性있는 豫測을할 수 있으리라고 믿었다 그러나 1940年代에 많은 國家들의 豫測하지못한 出生率의 變動이

이런 信念을 大大的으로 무너뜨려서, 한동안 많은 사람에게 未來人口推計의 實效性에 대한 관심을 이르키게했다. 한편으로는 未來人口를 推計하는데는 어떤 確實性이 있을 수 없다는것을 理解하는反面에 有用한 情報를 考慮하여 서의 近似한 數를 나타내게되면 有益한 實際目的에 寄與할 수 있다는 것이 現在 一般的으로 理解되고있다

8. 普通 未來人口成長은 '最大'와 '最小'의 假定으로 推計하는 두個以上의 選擇的인 推計가 있다. 勿論 어떤 推計의 目的하는 바가 未來에 일어날 與件을 全部 包含하려고하면 根本目的을 達成할 수 없게될것이다. 實際로 戰爭이나 天災地変과 같은 重大한 事件은, 비록 그것이 存在할 可能性이

있고 또 未來人口成長의 趨勢가 豫測하던 것과는 아주 다른 結果를 가져오리라 하여도 無視하지 않으면 안된다. 現在 過去의 經驗의 範圍內에서 人口의 趨勢가 그範圍를 벗어나지 않은 이 上, 下의 限界內에 무엇이라는 豫測으로 上限과 下限을 擇하도록 바라는것이다. 이 限界는 時勢의 變動에 따라 隨時 訂正될 수 있는것이다

9. 上述한 諸原則에 따라 未來人口推計를 算定하는 諸方法이 있는데 이中 몇가지는 다음에 敍述되었다. 專門的인 敍述은 이 便覽의 目的하는 바 아니나 略述한것은 UN職員이 發展시킨 方法이 어떤 境遇에 有益하게 使用될 수 있을 것인가를 明白히 하는데 도움이 될것이다.

第2節 數學的方法

10. 未來의 人口規模를 推定하는 가장 簡單한 方法은 過去中에서 可及的이면 最近에 確定된 人口數를 얻어서 時函數 (a function of time)로서의 推定增加率을 適用하는것이다. 이 推定增加率은 過去의 人口 그自体의 成長을 觀察하여 導出하거나 同一한 環境에 있는 다른 人口를 觀察하여 얻은 率과 類似하므로 이를 擇할 수 도있다. 이 計算은 純人口成長率에 관한限 直接 計算할 수도 있고 假定出生率, 死亡率, 出入國移民率은 分離하여 計算하거나 또는 거기에 追加하여 未來 期間中의 成長率을 얻을 수도 있다. 이같은 方法은 時間函數로서 率로 表示되는 方程式이므로 "數學的" 이라 이

것는다. 그러나 모든 人口推計는 적어도 어느程度 이같이 同一한 原則으로되어있다. "數學的" 推計의 아주 다른 点이란 人口의 어느 一部分(segment) 이나 或은 人口와 環境間의 相互關係보다 단지 總人口數에 適用된다는 事實이다. 그래서 附隨的인 推計技術이 "數學的" 으로 推計된 總人口數를 性, 年令, 其他性質別로 나누도록 考案되었다.

11. 반드시 "數學的" 推計가 簡單한것은 아니다 아주 精巧한 方法이 特殊한 目的을 위하여 創案되었다. 人口成長은 不變率로 持續하는것이 아니고 正規曲線인 可變率로 나타난다고 假定되고 있다 通用되는 曲線은 理論成長曲線(the logistic growth curve)이 曲線은 한点이 成長의 最大인

点에 到達하기까지 年增加가 上昇하는 成長趨勢를 나타내며, 그点을 넘으면 成長은 変動이 없을때까지 下降하는 趨勢를 나타낸다. 理論曲線과 其他曲線은 過去의 여러時点에서 観察된 人口總數에 基礎를 둘때 計算이 可能하다.

12. 過去에, 어떤 學者들은 理論曲線은 宇宙生物의 成長法則을 表示하는 것이라고 믿었다. 事實 過去의 몇몇 人口成長을 包含해서 雜多한 生物界의 現象은 多少 이같은 理論曲線의 法則과 類似한 変動을 하였다고 생각된다. 그러나 人間의 行動이 思惟의 結果 一定한 変遷을 하였기때문에 人口의 成長이 正確한 數學的公式에 一致하리라고는 期待할 수 없게되었다. 비록 宇宙法則으로 容認되지않는다

하여도 理論曲線은 아직 그럴듯한 趨勢를 大體로 그리기때문에 어떤 人口推計에서는 採用되고있는데 觀察된 過去의 趨勢와 一致하도록 하기 위하여 理論曲線의 形態를 修正하였다.

第3節 "經濟的"方法

13. 人口成長은 經濟的 環境의 變動과 独立해서 생각할 수 없다. 어떤 点으로 보면 出生과 死亡은 經濟狀態에 全的으로 依存하고있다. 特히 移民에 있어서 入國移住者는 經濟的 機會가 있는 地域으로 移住할것이며, 反對로 出國移住者는 經濟的 機會가 制限된 地域에서 移出할 것이다. 政府는 經濟的인 刺戟을 주거나 制限을 加하므로 移民運動에 關與할 수 있고 더욱이 經濟計劃上 人口의 自

然增加에 關與할 수도 있다.

14 만약 出入國移民을 制限하지 않는다면, "經濟的" 方法에 依한 推計는 經濟圈을 支配할 새로운 重要産業을 新設되고있는 地域에서는 아주 適合한 方法이다. 그래서 勞動力을 吸收할 수 있는 産業의 推定收容力이 人口成長의 基本的 決定因이다. 이 勞動力의 量에는 膨張하는 社會가 要하는 副次産業 (商業과 交通其他)의 追加勞動者와 같이 어떤 程度의 扶養家族이 追加될것이다. 이 "經濟的" 方法은 이와같이 産業의 雇傭機會가 크게 變化할것으로 기대되는 地域에서 自由스런 移出入運動이 許容되는 産業地域에 適用될 수 있다. 어떤 境遇에는 豫期되는 住宅開發이 人口의 變動을 豫測하는

一次的인 要因으로 看做될수도있다. 所得, 教育, 社會狀態의 豫測되는 變動 亦是 未來人口成長을 影響하는 要因으로 看做될것이다.

第4節 "成分"推計(Component Projections)

15. 人口推計의 "成分"法이란 大體로 人口의 各年令集團上의 男女의 數를 分離 推計하는것이라고 理解된다. 數個의 人種的集團이나 言語上의 集團 또는 都市와 農村人口, 或은 人口를 分割할 수 있는 其他 群少集團으로 分離 推計하는것은 모두 "成分"推計라고 看做된다.

16. 人口推計는 時區間(time-intervals)에 依하는 것이 아주 便하면 이 時區間은 分割된 年

令區間(the age-intervals)과 같다. 그래서 人口가 5歲年令階級別로 나누어지면 推計는 5年時區間으로 쉽사리 作成될 수 있다. 即 5年의 末期에 있어서 어떤 年令集團의 生存者는 모두 다음 年令集團으로 옮겨질 것이다.

ノク. 어떤 時点에서 다른 時点으로 옮겨진 生存者數는 여기서는 各 性및年令別 特殊死亡率로 分離하여 計算된다. 그래서 死亡에 관한 假說은 各性및年令으로 分離하여 生存比率을 導出할 수 있도록 區分해야한다. 未來의 死亡率이 固定해버리지 않는다면 어느 假定된 趨勢와 一致하리라고 假定할 수 있다. 人口推計가 5年區間으로 作成되면 各 性및年令集團의 基本人口數에다 이 年令集團에 대한

5年生存比率로 乘한 것이 다음 5年의 어느日字에 다섯살이 더한 推定人口數가 된다. 이 過程을 順次的으로 反復하면 5年乘의 日字에 있는 人口가 推計된다.

18. 여기에 添加할것은 基礎年度에 아직 出生하지않었은 未來人口數를 推定하는 方法이 있다. 出生率은 여러가지 다른 方法으로 決定되며 未來의 趨勢는 여러가지 假定下에서 推定된다.

大體로 未來에 出生할 出生兒數는 여러가지 年令에 있는 母의 數를 函數로 하고있으나 母에 對한 出生兒의 關係 더욱 明白한 境遇가 있다. 所與의 區間 未期에 生存한 兒童數는 그區間中에 豫想되는 出生數에다 近似한 生存比率을 乘하면 出生數가 얻

19. 出入國移民의 效果는 未來移民의 一定量을 假想하여 性및年令에따라 生存比率과 移民의 出生率에 관한 假定을 使用하면 計算된다.

20. 이같은 性및年令推計는 單一 年令別이나 여러가지 時區間에 대해서도 推計할 수 있다. 이 方法은 過去의 人口推計를 認定하여 性및年令別로 逆轉換한다. 이 方法에 관한 理論的인 適用이 可能한데 이것은 最初의 年令構造나 死亡率, 出生率과 移民에 관한 假想을 結合한데서 오는 人口의 年令構造上의 変動에 認定되기 때문이다.

21. 性및 年令보다 다른 特性의 관점에서 볼때의 "成分" 人口推計는 이 基本的인 方法과 다른 것으로할 必要가 없다. 人口中의 어느 一部分의

人口를 推計하는 方法도 마찬가지다. 단지 여기에는 한部分의 人口와 다른 部分의 人口間의 相互交流나 個人에 있어서의 改宗의 경우 人種間의 混合結婚, 都市와 農村間의 移住와 같은 경우는 다르다.

第5節 相異한 與件에 關한 諸方法

22. 이때까지 보아온 세가지 方法은 이것을 使用함에는 몇가지 基礎假定이 있는데 이假定이란 다음과 같다.

A. "數學的" 方法을 使用할 때는 總人口成長의 趨勢가 아주 規則的이어야하고 未來의 經濟的 社會的狀態가 過去의 狀態와 同一해야 하며 或은 漸進的으로 進步할것이라는 前提에 서고있다. 社會的 經濟的 環境이 安定되거나

漸進的인 變動力을 發揮하는 곳에서 人口가 아주 規則的인 年令構成을 가질것으로 豫想된다. "数学的方法"은 現在의 人口年令構造가 特有한 性質을 나타내고있는 경우에는 不適當한 方法이다. 人口成長에 관련된 社会的 經済的狀態에 重大하고 急作스런 變動을 現在의 指示나 다른 人口의 經驗으로 予測할수있는 경우에는 修正된 이 過去에 觀察된 成長의 傾向을 踏習하는 "数学的" 方法을 使用하는것은 適切하지못하다 그같은 境遇에는 予想되는 狀態의 變動을 計慮한 "数学的" 方法一例를 들면 過去에 觀察된 率보다

多少 높거나 或은 낮게 假定된 算術的
成長率이나 或은 幾何的 成長率인
数学的方法을 使用하는것이 適切하다
그러나 理論曲線은 쉽사리 그와 같이
修正 하기에는 適合하지 못하다

(B) "經濟的"方法을 使用할 경우는
어떤 重要한 經濟的変動、即 産業의 成
衰와 같은 変動이 人口変動 特히 移民
때문에 人口가 変動하는 경우에 쓰인
다 出生率과 死亡率은 文化的 社会的
環境의 諸要因의 変異에 依存하기 때문에
經濟的変動에 敏感하며 諸要因中의 어떤
것은 統計的으로 捕促할수 있다 "經濟

的" 方法은 人口趨勢의 重大한 要素가 되는 立法的措處나 其他制限이 全然 없는 곳에서 아주 適切하다

(C) "成分" 方法은 人口의 各成分에 미치는 変動을 別途로 分析하는 "数学的" 方法보다 낫다

23. 그럴듯한 仮定이 人口의 部分別 各数에 선수있다면 總体的으로본 誤差의 危險은 그로因해 減少된다. 더구나 有用한 情報는 人口構成의 未來変動을 予測하므로 얻을수 있는데 거의 大部分의 統計情報는 各性分을 推計함에 必要하며 또 特殊한 仮定을 公式化할수있도록 細密하고 正確하지 못하다 어떤 人口는 各性分別

趨勢의 規測性을 予測하기에 너무 規模가 적은 경우도 있다. 性및年令構成에 관한 細密하고 正確한 統計, 特히 移民의 出生率과 死亡率을 얻지못할 경우에는 이것이 "成分"推計의 障碍가 되어 移民의 趨勢가 더욱 不規則하게 된다.

24. "成分"法은 細部的인 統計가 不正確하고 缺如되므로 因해 이 方法을 適用시킴에 重大한 障碍가 있거나, 또는 周囲의 經済的, 其他要因이 移民으로 크게 影響力을 받는 경우를 除外하고는 大体로 다른方法보다는 낫다. 이같은 理由가 있어서 "成分推計의 使用을 그렇되게 한다면 特別한 경우를 參酌하여 "数学的" 或은 "經済的"方法을 使用하는것이 더 좋을것이다. 경우에 따라서는 두가지方法을 併用한다던가 몇가지方法을 折衷하는것이 더좋은推計를 하게될것이다

第3章 U.N方法의諸原則

25. UN이 發展시킨 諸方法은 入手한 統計가 欠陷을 가지고있는 國家를 網羅해서 可能한限많은 國家가 "成分"推計를할수 있도록 그들의 主眼点을 두었다 欠陷있는 統計를 가진 例로서 歪曲된 數를 修正할수있는 어떤 普遍的인 方法이있다 推計 그 自体가 推定의 性格을 갖었기때문에 統計基礎의 어느 한 部分이 推定되는 경우 推計도 推定된다 前者의 推定은 勿論 現實的이어야한다

第1節 諸方法의概要

26. 이 方法에는 두가지 方法이 있는데 이 方法中의 하나는 統計資料가 適當하지 못한 現在或은 最近의 統計에서 性및 年令分布나 出生、死亡과 같은

要素를 算定하려는 目的에서 案出된것이고 다른 하나는 出生、死亡率의 未來趨勢를 評價하여 그것이 人口의 規模와 構成에 미치는 效果를 計算하는것이다

27. 現在의 人口構造는 過去의 出生 死亡및 移民率의 結果인데 이같은 要因은 亦是 未來人口의 規模와 構造를 決定하게된다 그러나 人口變動은 세가지 要素가 반드시 同一한 信憑度를 가졌다고 評價치 않는다 말하자면 未來의 死亡趨勢는 가장 信憑度가 높고 未來의 移民趨勢가 가장 不確實하며 出生의 信憑度는 그 中間이다 이 세가지 要因에 관한 統計分析上의 難點은 똑같다 死亡力은 性및 年令別 死亡率로 表示되며 大体로 安定的趨勢를 示

顯한다 母의 年令別 出生率은 必要한 資料가 얻어 질수 있는경우에서는 計算이 容易하나 実際에있어서 이것이出生力의 가장 適切한 指數가 되지 못한다 移民의 規模와 그의 性및 年令分布는 急変하여 移民에 관한 手入할수있는 統計資料는 大槪 거의 不充分하며 特히移民中의出生및死亡率에관하여 아는바 全然없다

28. 人口変動의 세가지 要因이 가진 重要性은 역시 다르다 極端의 境遇를 生覺하지 않드라도 今日 大部分의 人口에서 出生率은 1000人當 18乃至 50이며 死亡率은 大部分의 國家에서 8乃至 25의 分布를 이루고있다 그리고 오늘날純出入國移民의 年率이 1000當 10程度로 된 나라는 거의 없다 하나 하나 指摘할수 없지만 大体로 出生이

제일 重要하고 死亡이 두째로 移民이 마지막으로 人口變動에 重要한 要因으로된다 그러나 出生의 趨勢는 大体로 死亡의 趨勢처럼 確實性을 가진 推定을 할수없다

29. 이같이 생각하면 세가지 人口學的要因을 取扱함에는 서로 다른 原理가 適用되어야한다

30. 比較的 死亡趨勢의 安定性은 그로하여금 가장적은 誤差로서 未來의 死亡率을 推定할수있게끔 한다 그 같은 死亡의 誤差度는 出生의 誤差度보다 重大한것이 아니기 때문에 未來人口推計에 別般支障이 없다 그래서 死亡率의 여러가지 型이나 變動그 自体內에서 끌어온 어떤 普遍化된 方案으로 現在또는 未來의 死亡을 推定하는 基礎로 삼는다는것은 充分

히 納得된다이 方案即 死亡率에대한 過去의 實際經驗을 土台로 하여 精選한 이 方案은 以下에서 知悉하다시피 人口推計方法의 中樞를 이룬다

3人 出生趨勢의 莫甚한 不安定性과 算定上의 諸難点은 誤差의 危險度를 增大시키며 더구나 出生이 人口變動의 가장 重要한 要素라는 点으로 볼때는 더욱 그러하다 그래서 正確하고 細密한 統計가 없는 경우에라도 아주 簡便하고 精密한 出生指數 (index of fertility)를 計算할수 있는 몇가지 方法이 發達되었다 可能한 未來趨勢에 관한 說明할수있는 正當性이 個々의 例에서 實證되지 않으면 안된다 그러므로 各國의 出生率의 未來變動에 관한 하나 以上의 假說을 만들어서 未來出生의 그

럴듯한 "最大" "最小"의 豫測結果를 算出할 必要가 있다고 생각한다

32. 人口의 動態諸率(Vital rates)의 変動이나 移民으로 因한 変動을 받지않는 人口에 있어서는 性및年令構造나 死亡率、出生率은 어느 두가지 要因이 測定되면 셋째의 要因이 決定되는 하나의 体系(system)를 가추고있다 만약 死亡率과 出生率이 알려지면 따라서 年令構造가 算出된다 어떤 年令構造가 주어지면 出生水準에 該當하는 死亡水準이 算出된다 過去趨勢의 不規則性이나 移民 그리고 資料의 不正確性과 같은 諸要因이 介在하면 体系(System)가 完全하게 이루어지지않는다 그러나 이 相関関係는 어떤 要因을 推定하면 남은

要因을 推定케하며 더욱이 남은 要因을 더욱 正確히 推定케한다(性및 年令別 人口統計와 함께) 이미 言及한 死亡率에관한 方案은 出生水準을 推定하게한다

33. 未來死亡趨勢에관한 하나의 假定(一般的方案에서 導出한)을 未來出生에 관한 들或은 그 以上의 假定과 合하면 計算을 始作한 基年(base date)에 아직 出生하지 않았는 數를 포함한 未來年令集團과 들리는 人口가推計된다 그러서 만약 1950年에서 始作하여 1960年을 目標한 推計는 10歲以下의 兒童에대한 推計가되며 10才以上의 사람은 出生과는 관계없이 同一하게 推計된다

34. 極甚한 不確實性이 未來의 移民에 起因된다

면 경우에 따라 國際的運動의 結果를
計慮치않는 人口推計를 맨먼저 計
算하는것이좋다 移民이 그다지 重
大하지않으리라고 豫期되는 國家는
그런 推計만으로 充分하다 그러치
못한 國家는 移民의 要因을 分析
取扱하는것이 좋다 이것은 移民의
結果는 한번만으로 끝나며 現住人口의 自然增加와
分離하여 評價하려하기 때문이다

35. 比較的 移民團의 構成과 動態率은 잘
모르기 때문에 UN 推計는 國際運動에 관한 唯
一하고 特殊한 形態의 效果를 細密히 研究하였는데
여기에다 적당한 調整을 加하면 어떤 類似한 경우

에 適用될수 있는 標準을 만든것이다

第 2 節 現存事實에 對한 普遍的인 假說

36. 反對할만큼 特殊한 證據가 없는限 어떤경우에 주어진 人口學上의 諸要因의 趨勢는 一般的으로 觀察된 "型"과 一致한다는 假定이 首肯될수 있다 例를들면 달리 생각할만한 理由가 없는限 特定한 人口의 死亡率은 最近의 經驗에 따르면 推定된 死亡의 一般豫測은 世界的으로 下降하고 있으므로 어느程度 未來에 있어서도 下降하리라고 假定하는것은 無理가 아니다. 이같은 假定은 現代의 絶對的인 死亡減少의 立場에서 보면 死亡이 一定하다고 보는 假定보다는 낳은 假定이다 또 出生趨勢에 미칠 特殊要因을 評價할수 있다면 可能한 最善의 方法이란

所與의 나라에 實在하는 情勢의 形態를 概評하여 未來의 前進할 傾向이 過去 例處에서 同一한 情勢로 觀察된 것과 恰似할것이라는 假定을 세울수있다

37 여기서 提示한 諸方法이 個々의 경우를 參酌하면 얻을수있는 適切한 情報를 考慮하지 않고 모든 경우에 最良의 法則으로 使用된다면 誤用될 念慮가있다 個々의 경우에 이方法을 適用할것인가를 생각하기 앞서 所與의 地域에 있는 情勢와 前望에 관한 入手할수있는 모든 情報가 研究되어야한다 그 같은 研究의 結果는 여기에 提示한 方法과 差跌를 이르키므로 換言하면 一般化된 假定이 修正되어야한다

第4章 UN推計方法의順序

38. "成分"法에 依한 人口推計를 爲하여는 첫째로 推計를 始作하는 日字에 있는 人口의 基數(base figures)를 設定할것과 性및 年令集團別로 分類할 것이 要求된다 基數를 設定하는 問題는 第II編에서 論述되고 있다 推計는 이 基數를 始發点으로하여 現在의 出生과 死亡率 그리고 未來趨勢를 假定함으로서 作成된다 III. IV V編은 人口를 變動시키는 다음要因에 관한 推定과 假設에 관한 技術的인 問題를 取扱하고 VI編은 이들 要因이 設定될때 推計하는 方法을 記述하였다

39. 大概의 境遇 死亡因子를 算出할때는 標準生

命表函數(life-table function)를 利用한다 標準生命表는 附錄A에 添付되고 있으며 概念은 第III編에 敍述되고 있다 第IV編은 死亡要因에 관련된 推定과 假說을 設定함에 있어서 여러가지 函數를 適用하는 方法을 取扱하고 있으며 出生에 관한 推定과 假說은 第V編에 取扱하고 있다

40. 第VII編에서는 國際移民의 效果가 人口推計에 어떻게 計慮될 것인가를 論하고 있으며 標準은 海外移住의 運動이 特有한 效果를 나타내기때문에 附錄 B에서 作成되고 있다 그리고 경우에따라 選択할 標準을 찾아내기 위한 方法이 亦是 敍述되고 있다

41. 第VIII 編에서는 代表的인 模型을 取扱하며

推計結果를 作成할때 考慮되어야할 數字의 修正을 爲한 方式을 取扱되고있다

42. 여러가지 例示는 各編마다 提示되고있다 個々의 경우 統計나 人口的趨勢가 어느部類에 屬할 경우 適切한 方法을 使用할수있는 實例를 例로 択했다 追加해서 未來人口推計에 必要한 全般的인 作成過程에 대한 具体的인 例를 주기 위하여 各編의 마지막에 한가지 例를들어 全段階를 應用하게하고 있다 이例로서 코스타리카의 人口推計가 択해졌다 적어도 最少限의 統計가 實在하는 人口는 비록 똑같은 方法으로는 할수없다하여도 코스타리카에 適用된 方法을 써서 推計할수 있을것이다

43. 코스타리카 統計를 檢討한 結果 그質과 量이

中間程度라는 것이다 資料는 西歐諸國이나 北美、오스트레일리아 뉴지랜드의 統計만큼 正確度나 量에 있어서 미치지 못한다 한편 1950年에 「센사스」를 施行한後 코스타리카의 人口統計는 여기서 敍述하는 方法이 適用될 많은 나라의 資料보다는 顯著히 發展되었다 選択된例는 提示된 諸方法이 有用하게 使用될수있는 "平均狀態"를 表示한 것으로 看做될수있다

第II編　性別年令別基礎人口推計

第II編 性및年令別基礎人口推計

44. 여기에 敍述된 方法은 順次的인 5年區間 (successive five-year intervals of time)에 대해 5才年令集團으로 區分된 人口를 推計하도록 되었다 이같은 推計는 始点으로 択한 日字에 대하여 性및 5才年令集團으로 區分된 人口로 調査되어 推定하도록 하지 않으면 안된다

46. 어떤 나라에서는 性및 年令別 人口推計를 最終「센사스」日字 以後의 人口変動을 나타내는 動態統計를 援用하여 作成하고 있다 그같은 경우 年令集團으로봐서 아주 信憑性이있고 一定한 形態로 나타나기만하면 推計의 문제는 일어나지 않는다 또

最近에 「센사스」가 施行되며 必要로하는 様式으로 性및 年令集団別信憑性있는 資料가 얻어졌으며 또 「센사스」日字가 推計에 適合한 始点으로 되어있다면 別問題가없다 이 編에서는 이같은 理想的인 條件이 具備되지못한 경우에 限해서 取扱하려는 것이다

46. 考慮해야할 첫째의 경우는 性및 年令別 人口資料 願하는形態가되어있고 正確度의 標準(the required standard of accuracy)을 充足시킬수 있는 人口資料가以前日字(a prior date)에 適合한 나라의 경우다 이 문제는 이 編의 (A)에서 取扱한다

47. (B)에서는 不正確한 資料를 調整하는 方法

을 取扱하고있다 그 같은 調整은 推計의 差跌을 피할수 있다면 必要不可缺한 것이다 이 調整은 推計를 始作한 날자를 前後하여 作成될수있다 다른 調整方法은 願하는 年令集團에 따라 作成되지 않은 경우에 필요하며 이 調整方法은 (c) 에서 敍述되고 있다

48 마지막으로 推計함에 基礎가될 性및 年令別 人口에 관한 適切한 資料가없는 國家를 생각할 必要가있다 그러치만 이경우에도 推計가 可能하다 몇가지 方法이 (b) 에서 取扱되고있다

第1章 推計日字에의 移越

第1節 "配分法" (pro-rating)

49. 最近의 性및 年令에 대한 「센사스」를 移越시키는 가장 簡單한 方法은 「센사스」에 나타난 것과 同一한 比率로 後者의 日字에 推定된 總人口에다 性및 年令別로 配分하는 것이다 이方法에 있어 제일먼저 決定해야할것은 두個의 日字에 있는 總人口間의 比率이며 이 比率이 決定되면 各 性및 年令의 範圍內에 나타난 總人員數를 이 比率로 乘하는 것이다

50. 이方法은 바베이도우즈(Barbados : 西印度諸島(英領)의 統計로 1表에 例示되고 있다 (以後에 보다시피 이 경우에 이같은 方法을 適用하는 것이 疑心스럽다) 性및 年令分布는 1946年4月9日의 「센사스」에서 얻은 것으로 調査된 人口는 192.793

人이다 年令未詳人口 7을 加算해서 性別年令人口를 1927739人의 人口로 하였다 万若 人口推計를 1950年 央年에서 始作한다면 이 日字에 推定된 바베이도우즈의 總人口는 209239人이었다 基礎人口는 1946年 「센사스」總數에다 209239 對 192793 即 1.0853의 比率을 乘하여 推定된다

1 表

Barbados의 1946年 "센사스" 人口의 性및年令分布를 1950年 央年으로 "配分한" 人口

年令	1946年 "센사스"		1950年 推定	
	男	女	男	女
0 ~ 4	11,297	11,580	12,261	12,568
5 ~ 9	10,695	10,943	11,607	11,876
10 ~ 14	9,578	9,926	10,395	10,773
15 ~ 19	8,751	9,551	9,497	10,366
20 ~ 24	7,079	8,227	7,683	8,927
25 ~ 29	6,494	7,863	7,048	8,534
30 ~ 34	6,416	7,902	6,963	8,576
35 ~ 39	6,562	7,954	7,122	8,632
40 ~ 44	5,438	6,716	5,902	7,289
45 ~ 49	3,959	5,994	4,297	6,505
50 ~ 54	2,723	4,639	2,955	5,035
55 ~ 59	1,689	3,866	1,833	4,196
60 ~ 64	1,493	3,369	1,620	3,656
65 ~ 69	1,301	3,046	1,412	3,306
70 ~ 74	1,173	2,564	1,273	2,783
75 ~ 79	665	1,638	722	1,778
80 ~ 84	272	809	295	878
85 以上	136	485	148	526
計	85,721	107,072	93,033	116,206
年令未詳	6	1	—	—

51. 이 例에서 보면 年令未詳數는 無視해도 좋을만큼적다 年令未詳數가 클때 調整하는 方法은 (C)에서 記述되고있다 万若 後者의 日字에 대하여 男、女總數를 分離推定할수 있다면 "配分"은 各性別로 分離하여 推定할수있다

52. 이 簡單한 方法은 推定過程의 各段階마다 正確度가 높지 않으면 一年 或은 그 以下의 短期間에 대하여 아주 適合하다 万若 「센사스」와 推定日字 間이 長期에 걸친다면 다음과같은 경우가 없을 때는 適合치 못하다 (1) 「센사스」時에 年令構造에 重大한 不規則性이 없을것 (2) 出生率에 큰 変動이없고 特殊한 年令集團에 미치는 死亡狀態에 큰 変動이 없을것과 「센사스」以後 期間中 移

民의 流出入이 없을것

53. 바베이도우즈 의 人口形態는 4年이라는 期間에 대하여 "配分"하여 推定한것은 아주 막심한 年令構造上의 不規則性을 가저온 一例이다 1946年의 「센사스」에 依하면 35~39才의 男女總數는 25~29才와 30~34才의 數를 超過하는데 이것은 아마 「센사스」 以前年中에 靑年層의 移民에 基因한것 같다 「센사스」의 數字(Figuers)가 正確하다는 假定下에 1950年에 35~39才의 年令集團에 대하여 "配分"한 數字는 1946年에 30~34才의 比較的 적은 集団으로부터 生存한 者이기때문에 아마 過大하게되었다 30~34才에 대한 1950年의 數字는 역시 過大하게되어

따라서 40~44才의 人員은 過少推定되었다 이런 경우 隨時 影響을 받은 年令集団에 대하여는 分離推定하며 남은것은 "配分"하므로서 誤差를 回避할 수있다

54 「센사스」日字와 推定日字가 아주 短期間이여서 이期間中에 死亡이 変動하는것은 幼児死亡이 急作스럽게 減少하여 小児가 占하는 比率이 根本的으로 커지는 경우를 除外하고는 人口의 年令分布에는 別로 影響을 끼치지 않을것이다 出生率의 変動이 미치는 効果는 若年層에 局限될 것이다 再言하면 小児의 數는 分離推定하고 年令이 높은 集団에 對하여는 "配分"하는것이 더 좋을것이다 比較的 短期間中의 一定量의 移民이 미치는 効果는 入手한

資料의 量과質이 信憑度가 높지 못하는 경우에는 無視할수도 있다 그러나 바베이도우즈와 같은 경우에는 靑年層에 對하여 "配分"된 推定은 歪曲되기에 足하다 1946年 「센사스」 結果에 나타난 莫大한 移民이 終熄되었는것은 (그以前에 移民이 없을 경우) 1950年의 年令分布에 殘余效果를 미칠뿐 아니라 더욱더 1946~1950年間의 移民의 效果는 正確한 推定을 하자면 考慮되어야할 것이다

第 2 節 年令別 出生,死亡資料의利用

55. 年令別 出生. 死亡에 관한 適當한 統計資料를 얻을수 있다면 「센사스」의 性및 年令資料를 그해의 該當年令人員數에서 各해 중에 일어난 出生을 加하고 死亡을 減하여 最近의 日字로 移越시킨

수있다 이 過程은 移民을 無視하였으나 重要하다면 分離取扱하지않으면 안될것이다 이 計算은 만약 單一年令別 資料가 利用된다면 正確度가 높게 計算되나 아주 힘이든다 그래고 그토록 細密한 計算을 할수있도록 充分한 統計를 가지고있는 나라는 거의 없다 資料를 5年區間에 대한 5才年令階級으로 利用할수있는 方法은 1年以下의 年令集団만 分離取扱하는것으로 充分하다

52. 死亡은 死亡 當時의 年令에 따라 集計되는데 그런데 여기서 바라는 區分은 計算되는 期首에 있는 그들 年令에 관한것이 問題된다 5年 期間中 所與의 5才年令集団에 發生한 死亡의 一部分만이 期首의 그 年令集団中의 어느一団(cohort)에

屬하고 다음 殘余는 다음의 나이 적은 群에 屬한다 그러나 乳兒나 小兒의 境遇를 除外하고는 年死亡數는 普通 變動하지 않는다 그래서 5才年令에 亘한 集団에 對하여는 同一한 年令集団에서 集計된 死亡中의 1/2과 所與의 群에 대한 다음 年令集団中의 1/2로 나누면 計算上 큰 誤差가 일어나지 않는다 이 方法은 폴투갈의 資料로 例示된 것이다 (參照 2. 3表)

5. 乳兒死亡은 乳兒를 벗어난 年令에서 死亡한 것이나 5才未滿의 年令群에서 死亡한것 보다 아주 크기 때문에 計算期間中에 出生한 5年団은 다른 方法으로 取扱되어야한다 万若 正確度를 높일려면 乳兒死亡數나 小兒死亡數를 分離하여 月別乳兒死亡分

布를 考慮한 어느程度 完全한 公式으로 算定하지 않으면 안될 것이다 그래서 適切한 結果는 아주適合한 公式을써서 簡單하게 얻을수있다

58 乳兒死亡은 乳兒로서의 첫해의 殘余期間中에서 보다 出生하자 마자 일어나는 死亡이 더 많기 때문에 「센사스」施行後 첫해에 일어난 乳兒死亡이 占한 큰 部分은 「센사스」施行日 以前에 이미 出生한 乳兒에 對해 일어난것이 아니고 同年에 出生한 乳兒에 대하여 일어난 것일것이다 一般的으로 採用되고 여기에 도움이될수있는 通則은 當年中에 出生한 乳兒에 對하여 單一年에 發生한 乳兒死亡의 2/3에 該當한다는 것이다 따라서 1/3은 以前年中에 出生한 乳兒의 死亡인것이다 이 通則은 「센사스」

施行後 첫해에 發生한 乳兒死亡이 있었다는 見地에 설때만 適用되어야할 것이다 다음해에 死亡한 乳兒中에는 「센사스」施行以前에 出生한 乳兒가 하나도 없다는 것이다

59. 1才~5才까지의 年令別特殊死亡率(age-specific death rate)에는 언제나 顯著한 減少가있다 그래서 3~4才의 兒童에서 보다 1~2才의 兒童에 더 많은死亡이 發生한다 万若 死亡이 1~4才間에 똑같이 發生한다면(이같은 경우는 없겠으나) 이 死亡의 5/8 는 「센사스」當時에 0~4才의 一田에 該當할것이고 3/8은 다음 5年內에 出生한 集田에 대한 死亡이된다 그러나 實際의 計算이 나타내는바와같이 1~4才에 發生한 死亡中의 1/2은 元

未 0 ~ 4 才의 囚에 屬하고 1/2은 5年期間 途中에 出生한 囚에 屬한다고 假定하는 것이 더욱 正確하다

60 다음의 例에서 1940年 12月 12日의 폴루갈의 「센사스」와 1941 ~ 1945年의 폴루갈의 動態統計資料를 採択했다 「센사스」資料와 死亡統計는 年令未詳分을 包含하고 있다 「센사스」人口에서는 0.3%고 申告된 死亡에서는 0.2%라는 적은 數字이기 때문에 現在의 計算에서는 無視되었다 「센사스」가 年末에 아주 가깝게 實施되었으므로 「센사스」人口를 1940年12月31日인 年末

人口와 같다고 假定한다

61. 플루살 이 算出結果는 1945年의 年末總人口의 推定數와 一致시키기 위하여 "配分" 시키지 않으면 안된다

2表

1941~1945年間의 폴투갈의 死亡

(1940.12.31의 各群에 屬하는)

性및年令集團	當該年令集団의申告死亡者 1941	1942	1943	1944	1945	計 (1941~45)	当該年令集団上의最初群에屬하는死亡者
男子							
0	14,934	13,482	14,339	13,535	13,191	69,481	27,999
1~4	9,443	8,212	7,386	7,068	6,319	38,428	
5~9	1,631	1,749	1,572	1,405	1,257	7,614	6,155
10~14	956	1,061	974	860	845	4696	5,864
15~19	1,381	1,516	1,496	1,388	1,251	7,032	7,809
20~24	1,658	1,706	1,695	1,743	1,784	8,586	8,180
25~29	1,684	1,556	1,618	1,448	1,503	7,773	8,003
30~34	1,729	1,652	1,601	1,643	1,609	8,234	8,556
35~39	1,780	1,757	1,769	1,753	1,818	8,877	9,138
40~44	1,849	1,808	1,853	1,915	1,974	9,399	9,788
45~49	2068	1,957	1,929	2,093	2,129	10,176	10,966
50~54	2,419	2,274	2,261	2,423	2,378	11,755	12,764
55~59	2,778	2,720	2,601	2,870	2,804	13,773	15,686
60~64	3,855	3,641	3,288	3,456	3,358	17,598	19,186
65~69	4,416	4,245	4,010	4,173	3,931	20,775	21,668
70~74	4,903	4,586	4,275	4,529	4,268	22,561	21,879
75~79	4,622	4,334	4,056	4,195	3,990	21,197	18,344
80~84	3,385	3,125	3,019	3,026	2,936	15,491	18,569
85+	2,433	2,136	2,004	2,088	2,162	10,823	
女子							
0	12,860	11,147	11,939	11,068	10,843	57,857	25,467
1~4	8,745	7,698	6,892	6,351	5,860	35,546	
5~9	1,445	1,595	1,397	1,353	1,024	6,814	5,686
10~14	939	1,039	929	839	812	4,558	5,612
15~19	1,296	1,480	1,422	1,262	1,206	6,666	7,018
20~24	1,438	1,479	1,483	1,475	1,495	7,370	7,080
25~29	1,432	1,473	1,355	1,312	1,219	6,791	6,863
30~34	1,431	1,426	1,366	1,341	1,371	6,935	6,972
35~39	1,497	1,457	1,481	1,301	1,272	7,008	6,960
40~44	1,445	1,485	1,416	1,415	1,351	6,912	6,927
45~49	1,492	1,417	1,336	1,318	1,379	6,942	7,854
50~54	1,860	1,878	1,774	1,572	1,681	8,765	9,644
55~59	2,251	2,170	2,008	2,049	2,045	10,523	12,635
60~64	3,205	3,180	2,834	2,801	2,727	14,747	16,839
65~69	4,041	3,960	3,771	3,631	3,528	18,931	21,383
70~74	5,235	5,032	4,711	4,500	4,357	23,835	24,770
75~79	5,878	5,285	4,925	4,815	4,802	25,705	24,683
80~84	5,217	4,937	4,626	4,485	4,396	23,661	34,927
85+	5,090	4,769	4,363	4,486	4,389	23,097	

3表

出生、死亡統計를 利用한 移越

(폴투갈의 年令分布 1940⇒1945)

年令 (1940.12.31現在)	調査數 (1940.12.31)	出生 (1941~45)	各群의 死亡 (1941~45)	推定數 (1945.12.31現在)	年令 (1945.12.31現在)
男子					
未出生	—	463,256	83,717	379,539	0~4
0 ~ 4	425,058	—	27,999	397,059	5~9
5 ~ 9	426,760	—	6,155	420,605	10~14
10 ~ 14	408,344	—	5,864	402,480	15~19
15 ~ 19	373,088	—	7,809	365,279	20~24
20 ~ 24	314,829	—	8,180	306,649	25~29
25 ~ 29	297,457	—	8,004	289,453	30~34
30 ~ 34	267,017	—	8,556	258,461	35~39
35 ~ 39	230,164	—	9,138	221,026	40~44
40 ~ 44	194,495	—	9,788	184,707	45~49
45 ~ 49	170,842	—	10,966	159,876	50~54
50 ~ 54	154011	—	12,764	141,247	55~59
55 ~ 59	125,538	—	15,686	109,852	60~64
60 ~ 64	114,063	—	19,186	94877	65~69
65 ~ 69	82,026	—	21,668	60,358	70~74
70 ~ 74	57,148	—	21,879	35,269	75~79
75 ~ 79	33,848	—	18,344	15,504	80~84
80 ~ 84	16,860	—	18,569	7,836	85+
85+	9,545	—			
女子					
未出生	—	441,188	71,343	369,845	0~4
0 ~ 4	404,083	—	25,467	378,616	5~9
5 ~ 9	408,961	—	5,686	403,275	10~14
10 ~ 14	395,012	—	5,612	389,400	15~19
15 ~ 19	375,394	—	7,018	368,376	20~24
20 ~ 24	315,853	—	7,080	308,773	25~29
25 ~ 29	311,419	—	6,863	304,556	30~34
30 ~ 34	289,619	—	6,972	282,647	35~39
35 ~ 39	265,763	—	6,960	258,803	40~44
40 ~ 44	227,893	—	6,927	220,966	45~49
45 ~ 49	204,339	—	7,854	196,485	50~54
50 ~ 54	192,155	—	9,644	182,511	55~59
55 ~ 59	159,884	—	12,635	147,249	60~64
60 ~ 64	148,265	—	16,839	131,426	65~69
65 ~ 69	112,244	—	21,383	90,861	70~74
70 ~ 74	82,996	—	24,770	58,226	75~79
75 ~ 79	53,126	—	24,683	28,443	80~84
80 ~ 84	30,575	—	34,927	15,572	85+
85+	19,924				

62, 修正을 加하면 이 方法은 역시 여러가지 경우에 適用된다 萬若 「센사스」가 年末에 近似하지 못하면 出生과 死亡數는 年歷과는 一致하지 못하지만 다음의 5年期間에 對하여 計算되어질수 있다 月이나 分期에 對한 死亡 出生의 統計를 얻을수만 있다면 追加하여 도움이 될수도 있으나 그러나 正確度를 높일수 있는 경우를 除外하고 出生死亡數가 그해 동안에 均一하게 되었다고 假定하여 年數(Figure) 에서 몇해동안의 殘餘分에 對한 出生, 死亡數를 推定하는 것으로 充分하다 비록 季節的인 變動이 推定上의 誤差를 첫해分에 붕게할지 모르나 이 誤差는 最終年의 殘餘分의 誤差에 依하여 서로 相殺된다

63, 萬若 乳兒死亡이 統計上 1-4才의 兒童死亡과 區分되지 않는다면 비록 正確하지는 못하나, 當初에 0-4才의 一団에 屬하는 死亡을 그 期間中 出生한 兒童에 대한 死亡으로부터 分離시킬수 있는 適切한 公式이 있다 普通 實際의 計算에 依하면 0-4才에서 死亡한 全數中의 約 4/5는 5個年期間中에 出生한 兒童에서 發生한 것이고 단지 1/5 이 小兒의 發生群 (initial cahort)에 屬하는 것으로 되어 있다

이 比率은 死亡이 점점 높아지다가 낮아지는 곳에서는 낮게되는 傾向이 있다 統計가 乳兒死亡을 1-4才의 死亡과 區別한 곳에서는 먼저 言及한 公式을 使用하는 것이 좋다

64. 人口統計나 死亡統計가 正確하지 못하고 必要한 5個年 年令集團으로 되어 있지 않은 곳에서는 이 方法을 適用하기 앞서 資料를 修正할 必要가 있다.

이 修正에 관한 更가지는 이 編에서 더 論議할 것이다. 移民推定을 할 必要가 있는 곳에서는 第VI編에서 提示한 方法을 使用토록 하여야한다.

第3節 時補揷法(interpolation)

65. 폴투갈의 統計로 例示한 方法은 「센사스」 資料를 正確하게 5年時區間(time internal)로 옮기는데 使用됐다. 한편 「센사스」 資料는 10年 或은 15年으로 또한 옮길수 있다. 「센사스」의

推計를 爲한 基礎日字(Base date) 間의 區間은 正確하게 5年의 乘이 될 必要는 없다

66. 이미 論據한바와 같이 "配分"(pro-rating)는 推定人口가 어떤 다른 日字의 推定總人口와 一致하도록 하는데 使用할수 있는데, 萬若 基礎日字와 推定日字間에 相當한 期間이 있다면 "配分"한 結果는 어느程度 正確性을 잃게된다 이것은 上述한 方法이 正確度가 아주 높을 것을 前提로 한것이기 때문에 1年 或은 그以上이되는 區間에 대하여 "配分"한 結果는 滿足할만한것이 못된다

문제의 5年間의 처음과 마지막 再次에 걸쳐 推定된 數字를各性및年令集団의 數字를考慮하여 補正하는것이가장 좋다 "配分"한다는 것은 相異한 性및 年令集團上의 比例數

가 그대로 남아 있다는 假定을 意味한다 即 이 假定은 人口의 狀態가 아주 安定되지 않고서는 正當化 되지않는다 反面 補間法은 關聯된 狀態가 漸進的으로 規則性을 띄고 變動한다는 假定에 서 있다 그래서 一般的인 狀態下에서 이 假定은 大体로 適合하여 5年間에 일어날 誤差는 아주 가벼다는 [illegible] 있다

67. 한번더 例로서 폴투갈의 資料를 使用하여 1944年 央年의 推定을 求해보자 이 日字는 1940年末 「센사스」 日字에 比하면 3½年이고 1945年末에 推定한 日字前 1½年이다 그래서 補間은 1½對 3½ 다시 말하면 3對7의 比率로 計算된다 이것은 4表에서 처럼 1945年의 推定된 各數를 7로 乘하여 同一한 年令集團에

對한 「센사스」數를 3倍한것을 합하여 이 數를 1
0으로 나누었다。

이 計算結果를 1944年 央年에 總人口를 公的
推定(official estimate)한 것에 "配分" 시킨
것이다.

4表의 補挿의 例 (1940年末과 1945年末의 性및年令分布를 1944年央年으로 補挿, 풀투갈)

性및年令	調査数 (1940.12.12)	推定数 (1945.12.31)	補挿 "配分"前	1944年央年 1944年推定総人口에 "配分"
男子				
0 - 4	425.058	379,539	393,195	396878
5 - 9	426760	397.059	405969	409,771
10 - 14	408,344	420.605	416,927	420.832
15 - 19	373,088	402480	393,662	397349
20 - 24	314,829	365279	350144	353,424
25 - 29	297,457	306,649	303,891	306,737
30 - 34	267.017	289453	282,722	285,370
35 - 39	230164	258461	249,972	252,313
40 - 44	194,495	221.026	213,067	215.063
45 - 49	170.842	184,707	180548	182,239
50 - 54	154.011	159,876	158.116	159,597
55 - 59	125,538	141.247	136,534	137.813
60 - 64	114,063	109.853	111,715	112.156
65 - 69	82.026	94877	91.021	91,875
70 - 74	57,148	60,358	59,395	59.951
75 - 79	33,848	35,269	34843	35,169
80 - 84	16,860	15.504	15,911	16,060
85 +	9.545	7,836	8349	8,427
計			3805.382	3,841.024

4表의2

性및年令	調査数 (1940.12.12)	推定数 (1945.12.31)	補正 "配分"前	1944年央年 1944年推定總人口에 "配分"
女 子				
0 – 4	404083	369.845	380.116	383.676
5 – 9	408961	378.616	387.720	391.351
10 – 14	395.012	403.275	400.796	404.550
15 – 19	375394	389.400	385.198	388.806
20 – 24	315.853	368.376	352.619	355.922
25 – 29	311.429	308.773	309.570	312.469
30 – 34	289.619	304.566	300.082	302.893
35 – 39	265.763	282.647	277.582	280.182
40 – 44	227.893	258.803	249.530	251.867
45 – 49	204.339	220.966	215.978	218.001
50 – 54	192.155	196.485	195.186	197.014
55 – 59	159.884	182.511	175.723	177.369
60 – 64	148.265	147.249	147.554	148.936
65 – 69	112.244	131.426	125.671	126.848
70 – 74	82.996	90.861	88.502	89.331
75 – 79	53.126	58.226	56.686	57.227
80 – 84	30.575	28.443	29.083	29.355
85 +	19.924	15.572	16.898	17.036
計			4.094484	4.132.833

68. 補揷하여 推定한 總數와 別途로 總人口를 推定한 것과의 差는, 이 例에서는 「센사스」 當時 法令이 申告되지 않았든 者가 이 計算에서 除外되었다는 事實을 部分的으로 說明하고 있다 差는 또한 5年區間中 出生數의 變動이나 移民運動에 基因했을 것이다 資料를 檢討한 結果 後者의 要因이 重大하다는 事實을 알았을 때는 0-4才의 法令集團에 對한 修正推定이 代置될수 있고 移民의 諸效果를 考慮한 推定이 加해지거나 빼버릴수도 있다 이것은 "配分" 하기 앞서서 하여야 한다

69. 長期推計를 爲하여 아주 適合한 始点日字를 定하려면 最近의 動態統計以上의 短期推計를 할수도 있다 例를 들면 1947年 「센사스」 資料를 前方

으로 옮겨 1952年의 推定을 하여 1955年을 推計始点으로 한다면 1952年의 推定은 安易한 假定으로는 1957年에 對한 推計가되며 그래서 1955年의 推計를 하려면 이 結果를 1955年의 数에 補揷하면 된다

70。 5才年令階級別로 補揷된 推定의 妥當性은 各 集團의 人口가 그 集團內에 各↔才↔年令別로 아주 均一하게 分布되었다는 假定에 서고 있다 (이 假定은 5才年令集團의 死亡統計가 5才年令集團의 人口数를 5年以下의 區間으로 옮길수도 있다는 것을 意味한다) 어떤 5年群이 出生하였던 期間中의 出生数에 年變動이 크기때문에 이 假定을 받아드리지 못한다면 單一年令集團(single-year

age group) 別로 分析計算함이 마땅하다 單一年令集團別로 區分된 「센사스」資料는 年令申告上의 錯誤로 因해서 本目的에는 附合되지 않을 때가 많다 5才年令集團內의 單一年令集團의 分布는 當該年의 出生數를 考慮하여 推定할수 있다

第2章 年令 誤報및調査錯誤로 因한 誤差의修正

7/. 人口年令分布에 관한 「센사스」資料와 年令別 死亡統計에는 年令의 不正確한 報告와 過少調査 或은 過少申告로 因한 誤差가 있다 5才年令集團의 數에 別般 影響을 미치지 않는 이들 誤差는 비록 이들 誤差가 單一年令集團別 分布에 莫大한 影響

을 줄지라도 여기서는 大体로 無視할수 있다 5

才年令集團의 한個 以上에 莫大한 影響을 미치는

誤差의 境遇 有用한 人口推計를 얻을려면 大略的인

修正을 하는 것이 必要하다

72. 不完全한 「센사스」 調査로 因한 誤差는

大体로 0-4年令集團에서 惹起된다

이 年令의 兒童이 「센사스」에서 가장 不完全하게

調査된다 역시 死亡申告의 境遇에 있어서도 이 年

令集團에서 가장 漏落이 甚하다 不完全한 調査나

申告는 또한 다른 年令集團에 影響을 미친다

따라서 어떤 「센사스」에 있어서는 青年層으로

構成된 兵役人口 (military population) 를 除外하

거나 分離 取扱한다

73. 다른 年令集團의 調査에서 誤差를 相殺함이 없는 特殊年令集團의 不完全調査는 「센사스」에 나타난 總人口가 過少 報告된 것이라고 假定하는것이 當然하다.

그러나 公布된 「센사스」 總人口와 推計가 一致하도록 하는것이 좋을 것이다. 그렇지 못하면 比較上 不信을 招來하여 混乱을 이르킬 것이다. 그래서 어떤 年令集團에 대하여 調整을 하려면 「센사스」에 依하여 나타난 總人口나 或은 匹者의 公的推計와 一致하도록 하기 위하여 한번 더 "配分" 하는 것이 좋을 것이다.

74. 資料가 年令誤報에 依하여 左右되는 경우에는 調節 (smoothing) 하는 方法이 있다. 그같은

誤差(即 「센사스」 調査나 死亡申告 같히) 大体로 五分 陳述에 있어 0.5로 끝나는 數에 끌리는데서 일어나므로 다음 5五集團의 數에 過少 陳述되거나 過大陳述되는 結果 이다

이것을 所謂 五分誤差의 "톱니" (saw-tooth) 效果라는 것이다 單純移動平均으로는 이같은 不規則性을 調節하기에 알맞지 않다 그러나 여기서는 아주 간단하게 할수 있는 公式이 있다 資料上의 誤差를 아주 正確하게 訂正한다는 것은 아무리 細密한 서면 公式으로도 不可能하다 더욱 좋은 公式이 더 잘 調節된 것이되어 外見上으로는 더 잘된 結果가 될지 모르나 어느만큼 實際와 가까운 가는 의심스럽다

75. 年令陳述上의 誤差로 因하여 年令分布를 調節하는 方法과 또 어떤 年令集團에 있어 過少調査나 過大調査된 結果를 訂正하는 方法은 10-74才 0-4才, 5-9才 75才以上으로 나누어서 以下에서 叙述되고 있다

第1節 10-74才年令

76. 理論的으로 아주 正確한 統計는 漸進的인 變化를 한데 比하여 正確하지 못한 資料는 急激한 變化를 하였을것이므로 正確度가 다르게 나타나는 資料에 따라 다른 公式이 使用되지 않으면 안된다 이문제에 대하여 더 論議되어야할 것이다 이 문제를 간단하게 하기 위하여 여기서는 10-74間의

年令集團에 대한 단지 한가지 調整公式만을 敍述한다 이 公式은 資料가 顯著히 不正確한 경우 使用하는 것이 適切하다 이것은 單純抛物線에서(simple parabola) 導出하여 比較的 單純하게 使用하도록 되었다

77. 이 公式은 다섯개의 5年階級集團을 必要로 한다 即 하나의 年令集團의 數를 修正하기 위하여 앞의 두個의 年令集團과 다음의 두個의 年令集團이 이 公式에 介入되어야 한다 萬若 年令集團이 5才階級別로 85才까지 作成되었다면 調整(smoothing)은 10—75才間의 全 年令集團에 대하여 이 公式을 適用시킬수 있다 幼年層과 老年層은 **別途로 取扱**해야 한다

公式은 다음과 같다

$$\Sigma = 1/16 \ (-S_{-2} + 4S_{-1} + 10S + 4S_1 - S_2)$$

但 Σ는 어떤 年令集團의 修正人員数, S는 修正하려는 年令集團의 申告人員数 S_{-2}와 S_{-1}은 앞의 5才年令集團의 申告人員数 S_1 S_2는 다음 두個의 5才年令集團으로 申告된 人員数를 表示한다

78. 이 例는 1950年 토미니카의 「센사스」 年令統計로서 第5表에 나타나고 있다

「센사스」数를 볼때 나이가 많아짐에 따라 不規則性이 顯底하게 나타나고 있다 特히 理解할수 없는 것은 60－64才의 女子는 55－59才의 女子보다 더 많고 70－74才가 65－69才의 女子보다 더 많은것이다 全体的은 아니지만은

여기 저기서 나타나는 不規則性은 이 公式을 使用하면 거의 修正된다

5表 調整 (Smoothing)의 例
(1950年 도미니카「센사스」資料)

年令	男子		女子	
	센서스人口	修正人口	센서스人口	修正人口
總數	1.070.065	—	1.065.088	—
0 — 4	189.383	—	186.458	—
5 — 9	150.704	—	147.061	—
10 — 14	141.661	133,194	135,179	133.819
15 — 19	101.552	110.903	124.194	124.585
20 — 24	105,152	97.933	109.241	106.924
25 — 29	77.620	79.599	79.196	80,580
30 — 34	59.618	62.180	60.011	61,666
35 — 39	60,137	57,150	55.494	53,567
40 — 44	47,138	48.016	42.978	42.833
45 — 49	36.551	37.244	30.621	32.710
50 — 54	30,712	29.414	28.908	25.588
55 — 59	21.049	22.884	14.894	18.769
60 — 64	19.716	17.530	18,760	15.212
65 — 69	9,502	11.350	8.685	11,342
70 — 74	8.176	7.007	9,628	7,740
75 — 79	3,941	—	4.073	—
80 — 84	3,697	—	4725	—
85 +	3711	—	4979	—

이 公式을 70 - 74才의 女子에 適用하면 다음과 같이 公式이 展開된다

$-S_{-2}$	+ 18.760
$+4S_{-1}$	+ 34.752
$+10S$	+ 96.280
$+4S_{1}$	+ 16.292
$-S_{2}$	- 4.725
計	123.839

이것을 16으로 나누면 7.740

79. 그러나 修正한 다음에도 역시 不規則性이 남아 있다 注意할것은 女子의 修正数가 15乃至 25才間의 男子数를 超過하며 70-74才에 있어서도 超過하고 있어서 35乃至 65才 間의 男子

의 數에 比하여 너무나 적게되는 結果를 낳았다.
한가지 여기에 說明을 할수 있는 것은 젊은 層의
女子와 中年女子들이 그들의 年令을 서의 過少 陳
述하는 傾向이 있다는 것이다 그래서 起來되는 誤
差를 程度에 따라 除去한다는 것은 不可能한것이다
역시 男子들 사운데도 그들의 年令을 잘못 陳述하
는 傾向이 있으며 또한 男女 共히 年老者에는 그
들의 年令을 誇張하는 偏見이 있다 이런 偏見
(bias)에 基因한 誤差修正은 서의 一般記에 걸
친 出生 死亡, 移民의 統計를 基礎로하여 各 性및
年令集團을 再編成하는것이 必要할 것이다 도미니
카 경우에는 이것이 不可能하다 事實 그토록 長期
間에 걸쳐 信憑性 있는 統計를 가진 나라는 몇나

라 밖에 없다

80. 萬若, 兩性 中의 어느 한쪽의 性이 표令報告에 있어 正確하다는 假定을 내릴수 있다면 아주 잘못된 표令分布는 잘된 어느 한쪽의 性을 參酌하여 修正할수 있다 充分한 例證은 없을지 모르나 때에 따라서는 相對的 正確性에 관한 假定이 아주 正確할때가 있다

이 方法은 어느程度 恣意的이기는 하나 어떤 한 쪽의 性이 다른 쪽의 性보다 더 正確할 경우에만 推勵된다 이 方法은 이 例에서는 必要하지 않으나 도미니카의 統計를 例로하여 6表에 例示한다

6表 男子의 年令 分布를 基礎로한 女子 人口의 推定

(1950年 Dominica 共和國)

年令	修正男子數	男女比	最初推定女子數	"安配"推定女子數
10 - 14	133.194	1.005	133.860	130.468
15 - 19	110.903	1.010	112012	109.173
20 - 24	97.933	1.015	99.402	96.853
25 - 29	79.599	1.020	81.191	79.133
30 - 34	62.180	1.025	63.734	62.119
35 - 39	57.150	1.035	59.150	57.651
40 - 44	48.016	1.045	50.177	48.905
45 - 49	37.244	1.055	39.292	38.296
50 - 54	29.414	1.065	31.326	30.532
55 - 59	22.854	1.075	24.600	23.977
60 - 64	17.530	1.085	19.020	18.538
65 - 69	11.350	1.095	12.428	12.113
70 - 74	7.007	1.105	7.743	7.547
計			733.935	715.335

10 - 14才의 修正数(参照 5表)는 男女比率이 約 1.005를 나타내며 70-74才는 1.105의 比率이다 대개 生命表의 經驗에 依하면 男女의 比率은 年令에 따라 漸次的으로 上昇하는 傾向을 가져 若年에서는 徐々히 上昇하다가 老年에 가서는 아주 急作스럽게 上昇한다 調整한 級数(a smooth-series)가 10 - 14才의 比率 1.005와 70-74才의 比率 1.105間에 있으므로 假定比率을 挿入시킬수 있다 調整公式으로 修正한 바와 같이 男子数를 이 比率로 곱하면 같은 年令의 女子数에 該當하는 推定数를 얻게된다 처음에 10 - 75才間의 女子의 修正数가 715,335이던 것이 다시 算出된 經数로는 733,935가 되었다

715,335로 還元시키기 위하여 "配分法"을 使用한다

81, 「센사스」의 原令資料를 調整함에는 誤差를 正確하게 訂正할 수 있는 公式이 없다는 事實을 누구나 恒時 銘心해야 한다 公式이 使用되기만 하면 不規則性을 除去하여 信憑性 있는 統計가 될수 있다 그러나 不規性은 實際的인 過去變動의 結果이거나 或은 人口趨勢上의 不連續의 結果일지도 모른다 그러므로 統計가 아주 正確할 때는 調整을 해서는 안된다

그같은 경우를 들면 實際를 反映한 資料의 構造上의 不規性을 除去할 目的으로 調整公式을 使用하면 訂正한것보다 더 甚한 誤差를 낳게될 것이다

資料가 不正確하나 過去의 人口趨勢가 不規則하였다는 것을 알지못하면 全体的이 아니고 어떤 年令集團에 對하여 調整하는 것이 適切하다

82. 이 같은 경우는 멕시코의 人口推計를 할 때에 우연히 直面하게 됐다

1940年의 「센사스」의 年令資料는 明白히 不正確한 年令報告로 因하여 不規則하게 되었다는 것을 알았으며 도미니카에서 보아온것과 同一한 것이었다 이 경우의 그럴듯한 說明은 1910年에서 1921年間의 酷甚한 멕시코 內亂에서 찾을수 있으며 이 內亂의 結果로서 그期間中의 出生率은 非正常的으로 낮았을 것이다

83. 그래서 멕시코 「센사스」資料를 公式에

適用하기 앞서 어느程度 恣意的이나 萬若 內亂中 出生率이 아주 不變하였다면 1940年에 生存하였을 20 ~ 24才와 25 ~ 29才의 年令集團에 對한 數를 補充하는것이 必要하다 補充한 數는 15 ~ 19才와 30 ~ 34才의 申告數 사이에 一次補揷 (a linear interpolation) 하여 얻는다 調整公式을 適用하면 10 ~ 20才와 30 ~ 75才間의 修正推定數를 얻게된다 20 ~ 24才와 25 ~ 29才에 대하여는 最初 申告된 數가 修正된 年令分布를 維持하도록 되었다

84. 調整公式은 乳兒나 幼兒의 死亡數가 크며 兒童 (later childhood) 와 靑年期에 있는 사람에게는 死亡이 比較的 적다는 見地에서 볼때

아주 適合한 것이 못된다 그러나 20才以上의 死
亡에서 보면 調整公式은 아주 滿足스럽다

第2節 0~4才

85 旣述한바 5才以下의 兒童은 여러나라의
「센사스」에서 不完全하게 調査되고 있다 이 年令
集團의 「센사스」數字가 缺陷이 大端하다는 것이
發見될 때는 別途로 推定할수 있다 이 欠陷은
단지 1才以下의 乳兒에만 重要할때가 종종 있다
그렇다면 別途推定은 이 乳兒에 局限하도록 하여
다음에 1~4才의 「센사스」數와 합하도록 할
것이다

86. 5才以下의 兒童數를 推定하기 위하여 앞의

5年期間中에 出生한 數를 算出하는 方法은 이 編의 A에서 敍述하였다 이 方法은 正確한 動態統計를 使用할수 있을것을 要한다 이 方法을 適用할 때는 시의 正確한 出生統計는 있으나 乳兒死亡에 관한 統計가 欠缺되었을 때에 必要한 것이다 다시 말하면 乳兒死亡이 다른 年令集団의 死亡에서 보다 申告가 不充分하다는 事實을 留意하여야 한다 이方法은乳兒死亡申告數式算에死亡狀態를假定하여 推算한것이다 말할것없이 여기에使用한 死亡에 관한 假定은推計의다음段階에서 設定될 人口發動의要因을考慮한 假定과一致되어야 한다

87. 出生에관한 아주 信憑性있는 統計를얻을수없는 곳에서도 適切한假定을하므로 推算할수도있다 關聯된 諸方法은 이便覽의마지막編에서 論議되고있다 비록 그같은 方法으로 얻은 0-4才의人口를 推算한것이 不確實하다 할지라도 여지「센사스」數字보다는낳을것이다

第 3 節 5 ~ 9 歲

88, 「센사스」에 報告된 5 ~ 9 歲의 兒童은 正確性을 疑心할만한 特別한 理由가 없는限 一般的으로 받아드릴 수 있다. 여러나라의 「센사스」資料를 檢討한 結果 5 ~ 9 歲의 兒童이 報告上의 不正確을 받을만한 特殊한 證據가 없다. 事實 年令資料가 缺陷을 가졌던 곳에서도 이 年令集團은 其他의 年令集團보다 더 正確하다. 經驗은 이 年令集團은 「센사스」調査에서 小兒처럼 漏落되지 않는다는 것을 證明했다. 이 年令集團의 兒童에 對한 아주 正確한 年令을 父母에게로 부터 얻는 것이 나이를 먹은 集團이 報告하는 것보다 더 쉽다. 이 年令集團의 兒童年令의 陳述은 雇傭或은 結婚에 對한 法定年令

에 拘得되는 것 처럼 明白한 動機가 普遍的으로 敢다

89. 어떤 推算을 展開함에 特히 出生에 關한 限
져어도 하나의 年令集團이 相對的으로 正確性을 가
지면 다른것은 이 資料를 參酌하여 推算할 수 있
다고 仮定하는 것이 必要不可缺할 때가 많다
이같은 경우에 5~9歲의 集團을 択하는 것이
좋을 것이다.

90, 年令統計가 極히 不正確한 경우에는 亦是
5~9歲의 集團도 相當한 疑問을 받게 된다
이 경우 全年令에 걸친 報告는 隔數(例를들면 6.
8. 10 으로 끝나는 年令)를 選擇한다든가 "精識"
(Completed years)에 관련된 경우에 따라 大
体로 큰 影響을 받는다 이 같은 変動은 5~9

의 集團에 對해 推定하는 것과 같은 方法을 使用하여 調整할 수 있다 即 5및 10歲로 報告된 數의 1/2을 6, 7, 8, 9 歲의 報告數에 加算한다

第 4 節 75歲以上

91, 老人들이 그들의 年令을 誇張하는 傾向으로 말미암아 75以上의 報告된 人員數는 大部分 「센사스」에 過大하게 되고있다 나이 많은 集團에 對한 訂正數를 算定한다는 것은 어느 경우에 있어서도 過去 長期에 걸친 出生, 死亡에서 外挿(extrapolation) 할것인가 또는 改編(reconstruction) 할것인가를 決定하는 것은 困難할 것이다

92 人口推計目的으로 볼때 나이 많은 年令의 數字上 誤差는 그다지 重要性이 없다 왜냐하면 이

一團(cohort)의 數는 死亡으로 차이 없어지기 때문이다. U.N에서의 人口推計에는 75歲 以上의 數가 대부분의 國家에서 明白하지 못하기 때문에 이 數에 대한 調整을 하지 않다. 그러나 資料가 外見上 明白히 不正確한 경우에는 定常人口에서 導出된 觀察結果를 援用하여 타당한 數字를 作成할 수 있다.

93, 7表는 標準 定常人口(stationacy population)로서 所與의 總人口의 該当하는 70歲以上의 各 年令集團의 百分率을 表示하고 있다. 70~74歲의 一定比率이 주어진다면 75~79歲, 80~84歲, 85歲以上에 該當하는 百分率은 補間하여 얻을 수 있다.

94, 도미니카 共和國의 「센사스」는 男子 1,070,742 이고 女子는 1,065,130 이었다. 따라서 70~74 歲의 年令集團에 대하여 우리가 調整한 數字는 男子 7,007名 即 總男子에 對하여 0.654% 이고 女子 7,743名은 總女子에 對하여 0.73% 이었다 7表에 依하면 男子約 0.3% 만이 75~79 歲, 80~84 歲가 0.1%, 85歲以上이 0.01% 이며 女子는 0.02%가 75~79 歲, 80~84 歲가 0.11%, 85 歲以上이 0.02% 이었다. 이와 같이 하여 이 年令集團에 對한 아래와 같은 報告數가 代置된다 年令이 많아짐에 따라 (비록 概算된 것이지만) 報告數보다 훨씬 적어졌다.

年令	男子		女子	
	報告数	推算数	報告数	推算数
70~74	8,176	7,007	9,628	7,743
75~79	3,941	3,210	4,073	3,621
80~84	3,697	1,070	4,725	1,172
85以上	3,711	107	4,979	213

7表。　定常人口에 있어서 高令人口가 占하는 比率 ⓐ

總人口에대한75歲以上의比率	特殊年令集團의 推定比率 (總人口에對한)				
	70～74	75～79	80～84	85以上	75以上
1.0	0.62	0.28	0.09	0.01	0.38
1.5	0.90	0.43	0.14	0.03	0.60
2.0	1.16	0.58	0.21	0.05	0.84
2.5	1.41	0.73	0.29	0.07	1.09
3.0	1.64	0.89	0.37	0.10	1.36
3.5	1.86	1.05	0.45	0.14	1.64
4.0	2.08	1.20	0.54	0.18	1.92
4.5	2.28	1.36	0.63	0.23	2.22
5.0	2.48	1.51	0.73	0.28	2.52

ⓐ 定常人口는 推計에使用된 標準生命表에 該当하는 定常人口에 補間된것임 (參照後編附錄)

第 5 節 最終修正

95. 여기서 論述한 方法에 依하여 여러가지로 修正된 것은 總人口에 對한 最初의 數字와 맞지않은 年令集團別 數字가 된다. 公表된 總人口와 合致하기 爲하여 "配分"하는 것이 必要하다.

96. 最終段階에서 "配分" (pro-rating) 하는 것이 實地로 同一한 效果를 가지고 있기 때문에 各段階의 計算을 마친 다음에 또 "配分"할 必要가 없다. 大体로 最終的인 修正이 끝난 다음에 한번만 "配分"하는 것으로 充分하다.

第3章 5歲階級別이 아닌 資料의 修正

97. 여기서 論議할 推計方法으로는 人口가 5歲階級別로 85歲까지 區分되는 것이 必要하다 이런 區分이 되어 있지못하면 修正하는 것이 必要하다

98. 大槪 人口의 大部分이 年令別로 區分되었다지만 報告되지 않은 어떤 年令이 殘存하고 있다 統計가 一部 或은 全部가 10歲階級別로 나타나는 경우가 많다 더구나 年令集團이 不規則的이고 5年區間에 適合하지 않을뿐 아니라 10年階級에도 맞지않는 경우가 許多하다 그리고 또 어떤 때는 몇개의 廣範囲한 集團으로 區分되어 "乳兒" "兒童" "青年" 等과 같은 漠然한 區分을 하고 있다

이 처음 세가지 例는 다음에서 論述하는 것과 같이 修正이 可能하다 마지막의 경우는 다른 冊에서 敍述할 特殊한 方法으로 取扱된다

第一節 年令未詳者

99. 「센사스」時 年令未詳者는 그 數文가 많지 않은것이 一般的이다 그리고 報告된 者의 年令이 언제나 確實하다는 것은 아니다 年令未詳人口를 總人口에 比하여 "配分" 하면 大体로 滿足할만 한데 "配分" 할때는 各性別로 分析하여야 할 것이다

100. 어떤 「센사스」에서는 人口의 部分別로 볼때 不確實할 뿐 아니라 精密하게 作成되지도 않았을때가 있다 例를 들면 非原住民이나 未成年者나 더욱 成年集團에 있어서도 「센사스」 調査가 特殊한

難点을 內包하고 있다 年令別로 區分되지 않은 集團이 있고 또 年令別 區分이 提示되지도 않했다 이 境遇에는 이 集團의 年令分布를 推定하거나 "配分" 하면 適切하게 된다 그들 人口의 絶對數가 그렇다면 問題는 眞實을 期하여 推定해야 할 것이다 그같은 人口의 部分이 그의 年令構造上의 殘餘者와 같다고 仮定할 수 없다 이 問題는 이補(D)에서 論述하는 方法으로 修正해야 하며 이것은 但 年令構成에 關한 統計資料를 얻을 수 없는 경우에 使用할 것이다

第 2 節 10 歲年令階級

101. 10 歲年令集團을 5 歲年令集団으로 만들기 爲하여 Newton의 公式이 使用된다

$$f_{na} = \frac{1}{2}\{f_n + \frac{1}{8}(f_{n-1} - f_{n+1})\}$$

但 f_{na} = 計算할 10年集團의 ½數

f_n = 全10年 集團의 所與의 數

f_{n-1} = 앞의 10年 集團의 數

f_{n+1} = 다음의 10年集團의 數이다

102, 이 公式을 適用하기 爲하여 太平洋島嶼信託統治地域(*pacific Islands Trust Territory*)의 性別 年令別 1953年 末年의 公的推算을 生産하면 된다

年令	人口 男子	女子
計	25,956	24,929
0～4	4,640	4,310
5～9	2,245	2,148
10～14	2,093	2,978
15～19	2,015	2,037
20～24	2,025	2,026
25～34	3,233	3,124
35～44	2,651	2,237
45～54	2,209	2,155
55～64	1,758	1,605
65～74	1,126	1,024
75以上	606	521
年令未詳	1,355	1,364

103. 25 ~ 29 歲 男子를 例로 하면

$$f_{30} = 1/2\{3,233 + 1/8(4,040 - 2,651)\} = 1,703,$$

30 ~ 34 의 男子數는 3,233 에서 1,703 을 빼

1,530 이다 이 方法은 5 歲年令集團으로 64 歲까

지 할수 있다 60 ~ 74 의 集團을 2 等分 하기

爲하여는 75 歲以上의 推定이 必要하다

이것은 上記 7 表를 參照하여 計算된다 이 例

에서는 男子中의 2.46% 와 女子中의 2.21% 가 年

令未詳으로 75 歲以上 集團에 있다 補揷하면 男子

中의 約 1.48% 가 75 ~ 79 歲 0.71% 가 80 ~ 84 歲

0.27% 가 85 歲以 에各已該當한다 女子中의

1.36% 가 75 - 79 歲, 0.63% 가 80 - 84 歲, 0.23%

가 85 歲以上에 該當한다 이에 該當하는 數는

다음과 같다

年令	男子	女子
75 ~ 79	364	320
80 ~ 84	175	148
85 以上	66	54

104, 75-84 歲集團의 推定을 Newton의 公式에 代入시켜 65 - 74 歲 年令集團을 2等分하면 된다 25에서 74歲까지의 5歲年令集團의 아래의 結果와 같이 된다

年令	男子	女子
25～29	1,703	1,651
30－34	1,530	1,473
35－39	1,390	1,379
40－44	1,261	1,258
45－49	1,160	1,142
50－54	1,049	1,013
55－59	947	873
60－64	811	732
65－69	639	583
70－74	487	441

105. 年令 未詳의 者가 많을 때에는 이 年令集團의 年令分布의 特性을 考慮할 수 있는 根據를 補促하는 것이 重要하다. 경우에 따라서는 그들의 年令分布가 人口의 殘餘者의 年令分布와 같다고 仮定하여 全年令集團을 各性의 總數에 "配分"하여야 할 때가 있다.

第 3 節 不規則한 集團으로 作成된 年令에 對한 補正.

106. 便宜한 5年集團으로 変化시킴을 要하는 不規則的인 集團으로된 年令別統計를 取扱함에 爲한 大体的인 方法은 다음과 같은 段階를 밟는다.

첫째로 各集團의 數를 同一한 年令을 가진 5年集團에서 算出될 數와 同等하도록 어떤 因子를 乘한다. 이 結果로 나타난 數를 隣接한 集團의 가운

데 年令을 參酌하여 補捕하며 便宜상 集團의 中心인 $2\frac{1}{2}$, $7\frac{1}{2}$, $12\frac{1}{2}$, $17\frac{1}{2}$ 等 正確한 年令의 中心인 5年集團의 數를 얻게된다.

107. 이 方法은 年令이 單一年令別로 直線形態로 分布되었다고 假定하기 때문에 精確하지 못하다. 그렇게 完全한 年令分布가 全年令의 範圍로 볼때 容認되지 못하나 事實, 出生率이 過去에 크게 變動하지 않았다면 比較的 年令의 範圍가 짧은 限 適宜하다이 方法은 亦是 一次統計(original statistics)의 誤差를 除去하지는 못한다 하여도 어느 程度 減少시키는 傾向이 있다.

108. 다음에 例示하는 것은 1930年의 엘살바돌 「센사스」 統計이다.

年令	調査人口 男子	調査人口 女子	中央年令 (年)	年令集団の幅 (年)
0 ~ 1	39.510	38.649	1	2
2 ~ 4	64,533	64,649	3	3
5 ~ 7	62,125	60,361	6,5	3
8 ~ 14	129,666	118,109	11,5	7
15 ~ 17	40.057	44,959	16,5	3
18 ~ 22	78,347	85,107	20,5	5
23 ~ 29	80,994	85,933	26.5	7
30 ~ 39	96,327	93.515	35	10

109. 0~4 歲의 年令集團은 直接 加算하여 얻는다. 35~39 歲의 年令集團을 얻기 爲하여 補間할 必要가 없다. 이것은 30~34 歲集團이 먼저 計算되면 30-39 歲集團의 總數에서 빼면 35~39 歲가 얻어지기 때문이다.

110. 例示한 集團에서 처럼 똑 같은 中間年令(Central ages)을 가졌으므로 5歲年令集團의 推算은 各年令集團의 數를 5로 나누어서 다음에 一次集團(original group)에 포함된 年數로 나누면 얻어진다. 2-4, 5-7, 15-17의 年令集團의 數를 5倍해서 3으로 나누며 따라서 8~14, 23-29의 年令集團數를 5倍하여 7로 나눈다. 18-22의 集團은 풀할 必要가 없다. 이것은 이

것은 이미 5歲年令集團이지 때문이다.

30-39 集團의 數를 2로 나누면 正確히 35年이 되어 5年集團을 推算한 것이된다 計算結果는 다음과 같다

中間年令 (年)	5年集団에 該当하는 推算数 男子	女子
3.5	107.555	106.748
6.5	103.542	100.602
11.5	92.619	84.364
16.5	66.762	74.932
20.5	78.347	85.107
26.5	57.853	61.381
35	48.164	46.758

111. 慣例的인 5年集團의 中間年令이라는 것으로
본 이 數를 補插함에는 위에 記錄된 5年集團의
中間年令에서 後者의 中間年令間의 年數의 間隔을
注意하지 않으면 안된다. 補插은 願하는 中間年令
으로 부터의 間隔에 反比例하여 위의 數를 各各
곱하면 된다. 이 過程은 아래에서 例示하는 바와같이
5~9歲의 男子에 關하여 計算한다.

5~9歲의 正確한 中間年令은 7.5年이다. 即 6.5
年보다는 1年 많고 11.5年보다는 4年적다. 6.5
의 中間年令에 關聯된 數를 4/5로 곱하고 또 11.5
의 中間年令에 關聯된 數를 1/5을 곱하고 난 다
음 이 두個의 答을 더한다. 答은 101.358 即
5~9歲의 年令集團에 對한 求하려는 推算値다.

또 같은 方法으로 다른것도 補間하여 年令分布가 얻어진다

年令	中間年令 (年)	推定人口 男子	女子
0 ~ 4	2.5	104,043	102,698
5 ~ 9	7.5	101,358	97,355
10 ~ 14	12.5	87,447	82,477
15 ~ 19	17.5	69,658	77,476
20 ~ 24	22.5	71,516	77,198
25 ~ 29	27.5	56,713	59,661
30 ~ 34	32.5	51,014	51,059
35 ~ 39	37.5	45,313	42,456

112. 算出 結果가 全般的으로 滿足스럽지는 못하다 特히 10-14歲의 女子와 15~19歲의 男子가 相對的으로 너무 적다 이것은 아마 一次資料가 不正確한 結果의 것이다 이 算出結果를 使用하기에 앞서 이 編 (B)에서 論議한 訂正 및 修正 方法을 適用하는 것이 좋을듯 하다

第4章 統計를 얻수없는 人口의 年令分布推定.

113. 人口推定의 順序로서 다음과 같은 境遇에는 未來人口推計의 基礎를 設定하는 것이 必要하다 「센사스」가 施行되지 못하였거나 或은 最終 「센사스」 數를 推計基礎人口로 移越하기에는 너무 오래되었거나 또는 「센사스」과 年令別로 區分되지 못하였거

나 區分되었다 하여도 너무나 不正確하고 細密하지 못하는 境遇이다 이 같은 경우에 있어서 年令分布는 甚히 疑心스러지만 그러데도 推計를 爲한 基礎로서 充分한 正確度를 가진 推定이 可能하다

第1節 다른人口와의 類似性

111, A國의 統計가 性 및 年令別人口를 推計함에는 不充足하나 B國의 統計는 適切하다면 萬若 兩國의 人口趨勢가 거의 同一하다고 仮定할 수 있다면 B國의 年令分布를 A國의 總人口에 "配分"할 수 있다 勿論 그같은 方途가 이를 兩國의 年令構造가 서로 不可分離하게 닮았다고 믿을만한 確認할 根據가 없는限 正當視할 수 없다 萬若 性 및 年令資料가 全体의 代表로서 仮定할 수 있는

그 國家의 一部地域에 대한 資料를 入手할 수 있다면 信任度가 높은 類推方法를 使用할 수 있다 即 그 境遇에는 所與의 一部地域에 對한 統計로서 그 國家의 總人口를 推定함에는 "配分"하면 된다

115. B國의 人口趨勢가 A國의 人口趨勢 어느面에서는 類似하나 全体面에서는 그렇지 못하다 하여도 性 및 年令構造를 亦是 推定할 수 있다

이러한 경우의 例로서 U.N은 우르과이의 人口推計를 提示한다

116. 最近의 우루과이의 性 및 年令統計는 1908年의 「센사스」에서 찾을 수 있으나 1950年에 對한 基礎推定이 必要하다 그러나 아주 信憑性있

는 動態統計가 年中 거의 作成되었다 해도 1908
年의 資料를 42年 前으로 1950 年의
性및 年令推定을 하다는 것은 實質的 価値
가 없다고 生覺한다 特히나 移民이 있었기 때문
에 더욱 그러하다

117. 우루과이 와 아르헨티나의 統計를 1900年
以後 比較하면 다음과 같은 事實이 밝혀진다

(a) 出生率은 우르과이 아르헨티나 보다 항상 낮
았는데 兩國은 出生率이 顯著히 變動하였음에도
不拘하고 實際의 우루과이의 出生率은 아르
헨티나의 거의 5/6 이었다

(B) 우루과이의 死亡率은 아르헨티나의 死亡率보다
아주 若干낮다 兩國의 死亡率은 아주 規則的으
로 下降하다가 거의 똑 같이 急激히 下降하여

아르헨티나의 死亡率은 평균間의 時差를 가지고 우루과이를 뒤따르고 있다

(c) 國際移民은 우루과이나 아르헨티나가 거의 같으며 1950年以前 10餘年을 除外하고는 無視해도 좋다고 生覺한다 移民統計가 아주 正確하다는 것이 아니라 兩國人口에 미치는 比率이 같다고 假定하는데서 오는 誤差는 人口를 推計함에 있어서 비교적 적은 誤差를 가져오리라고 生覺된다

118, 아르헨티나는 1914年과 1947年 兩次에 걸쳐 「센사스」를 施行되었다 死亡率로 본 輕微한 時差를 無視하여 1914年에서 1947年間의 아르헨티나의 死亡과 移民의 結合效果는 1908年

을 始点으로 하여 1941年을 終点으로 하 同一한 길이(33年)를 가진 우루과이 人口의 効果와 比較되는 것으로 생각했다. 33年의 期間이 5의 乘이 아니지 때문에 両側에 隣接한 年令集團가운데 補間하여 1918年의 아르헨티나와 1908年의 우루과이 「센사스」의 5歲年令資料에 對한 修正이 行해진다. 그래서 年令集團은 年令이 33年의 末期까지 慣例的인 5年集團이 되는것이다.

119. 1914年과 1947年의 아르헨티나 「센사스」에서 同一群(identical cohorts)을 比較하면 1947年에 35歲以上된 者에

對하여 33年間의 "移民을 包含한 生存率" (survival-cum-migration ratios) 即 出入國移民의 效果를 考慮한 生存比率을 算定했다. 移民을 包含한 生存率은 期間의 길이가 다르므로 1917年에서 1947年間에 出生한 1947年에 30歲以下인 6年出生群에 對하여도 求算計算되었다. 어떤 群은 一部分은 1914年 「센사스」當時 小兒로 되었고 一部分은 1914-1917年間(1947年에 30~34歲인)의 出生者인데 이 群에 對하여도 同一한 形態의 比率이 算出되었다. 이 比率을 1908年의 우

득과이 「센사스」資料와 1908—1941
年間의 出生統計에 適用시켜서 1941年
의 性및 年令別 우득파이 人口를 처음
으로 推定하여 이것을 同年에 公的
으로 推算한 總人口에 一致하도록
"配分"하였다.

120, 1941年의 우득파이에 대한
이 推算을 처음으로 1946年 다음
에 1951年으로 接近시켰는데 必要한
動態統計를 当時에 使用할 수 없었던
그 期間에 對하여 適切한 補插法과
外挿法을 使用하여 性및年令別 出生, 死亡統
計로 하였던 것이다 1946年과

1951年用에 對한 補正한 것은 1950年以後 人口推計를 爲한 基礎推定이 되었다.

121. 이 推定方法는 誤差를 包含하고 있다는 事實을 알아야 한다.

그러나 1908年 以後 有用한 다른 推定이 없기 때문에 이 近似値를 믿을 수 밖에 없다.

122. 人口趨勢上의 顯著性은 아마 다른 두나라間에서 찾아낼수 없을것이나 여기에 提示한 例는 여러가지 狀況에 따라 推定할 수 있는 方案을 暗示하는데 도움이 될것이다.

第2節 定常人口에 對한 方法

123. 거의 正確한 性및 年令分布가 있다면 定常人口 (stable popalation) 의 理論을 適用하여 人口를 確定할수 있다 Lotka 가 証明한것 처럼 出生率과 死亡率이 一定한 人口는 여러 性및 年令集団의 数가 一定한 比로 나타나는데 이것은 出生과 死亡率로서 決定된다 死亡의 変動이 急激하지만 않으면 이 定常된 年令構造에 단지 軽微한 効果를 미친다는것을 証明하였다 그래서 出生率을 推定하여 大略 推定된 死亡率을 勘案하면 거의 正確한 年令分布를 作成하게 되는데 이경우에는, 出生率이 長期에 걸쳐 거의 一定하다는 假定이 있어야 한다 여기에 対해서는 第Ⅲ編에 論述된 標準生命

表가 도움이된다. 定常人口를 使用하는데 対해서는 別冊에서 더욱 詳細히 論述할것이다

第5章 코스타리카의 例

124. 코스타리카의 未來人口推計는 最近「센사스」인 1950年을 始点으로 하여 作成되었다 推計를 作成以後 더 最近의 情報가 入手되었다 여기에 公的推計人口는 1955年 央年의 것이고 計 951,093人이다 이 数字는 1955年을 基礎로한 推計가 可能하다 이 最近의 公的推計는 1950年 央年人口 800,900人에서 1955年 央年에 945,900人으로 人口가 增加한것을 보면 初期의 推計結果와 一致하고 있다 第III編에 例

示한바와 같이 初期推計의 軽微한 修正은 満足할만 한것이다. 그러나 이 編에서 叙述한 方途를 例証 하기 위하여 새로운 推計의 始点이 될 1955年 에 対한 基礎推定의 根據를 여기에 説明한다

125. 1950年에서 1955年으로 「센사스」 資料를 옮김에 있어서 年令別 出生、死亡에 関한 資料를 利用하는 方途가 講究되어야 한다. 區間은 5年이고 必要한 統計는 入手할 수 있다. 그러나 코스타리카의 統計를 研究하면 出生申告는 거의 正確한데 出生申告가 遅延되었다는 事実을 알게된다 後者가 発見된것은 年集計出生率 (Annual recorded birth Rate) 에 反映된다. 実際出生率은 다음에 표시된 5年平均이 証明하는 바와 같이

1950年까지는 아주 一定하다

1925 —— 29 ——————— 46.2

1930 —— 34 ——————— 44.6

1935 —— 39 ——————— 44.5

1940 —— 44 ——————— 43.7

1945 —— 49 ——————— 43.7

1950 —— 54 ——————— 51.1

1950年에서 1954年까지의 每年 出生率은 다음과 같다

1950 ——————————— 46.5

1951 ——————————— 47.6

1952 ——————————— 54.8

1953 ——————————— 53.9

1954 ——————————— 52.6

出生率을 說明함에 있어서 特히 1952年과 1953年에는 年初의 出生申告에 있어서 前年의 出生이 脫落되었다는 仮定을 하지않고는 出生率을 說明할수 없다 이같은 意味로 봐서 実際出生率이 変動하였다고 생각할만한 理由가 있을수 있다

126. 対照的으로 記錄된 粗死亡率은 (crude. B. R) 모두 信憑性이 있다 死亡率은 1940年以後 急作스런 情性을 가지고 아래에서 보는것처럼 下降하였다

1925 —— 29 ------- 232

1930 —— 34 ------ 223

1935 —— 39 ------ 200

1940 —— 44 ------ 181

1945 —— 49 ---------- 14,0

1950 ---------- 12,2

1951 ---------- 11,7

1952 ---------- 11,6

1953 ---------- 11,7

1954 ---------- 10,6

127. 요스타리카의 「센사스」에 있어서도 다른 여러나라의 「센사스」와 같이 小兒의 調査가 不完全하다고 疑心할만한 理由가 있다 1950年의 요스타리카 「센사스」는 1才未滿 兒童을 30,261이라고 報告했는데 1949年과 1950年에 申告된 年平均 出生数는 35,399人이었다 萬若 이 数가 「센사스」가 施行되기 前의 12個月間에 出

生한 實數라면 「센사스」時까지 나이를 12個月 以上인 兒童의 死亡을 算入하지않은 30,201人의 生存한 乳兒가 되려면 5000名以上의 乳兒死亡이 반드시 있어야만 했을 것이다 萬若 12個月 나이를 더 먹은 死亡兒童이 已含되었다면 乳兒死亡總數는 6,000, 아마 7000以上이 있어야 했을 것이다 그러나 1949年과 1950年의 平均은 단지 年 3,352名의 乳兒死亡이 申告됐을 뿐이다

128. 同一한 概算으로 1945-49年間의 出生과 死亡이나 1950年에 1-4才의 兒童數를 算定할수 있다 1950年「센사스」에서 調査된 1-4才의 兒童 102,374名은 約 12,900名

의 出生者中의 生存者일 것이다. 그러나 統計에 依하면 約 1,000名이 이 出生者以外에서 發生한 것이다 이 結論이 正確한것은 아니다 왜냐하면 出生申告나 計算이 正確하지 못하기 때문이다 그러나 1950年의 乳兒 및 小兒를 調査한 것이 確實한 缺陷이 있었다는 것을 否認할수 없다

129 그래서 1950年의 「센사스」統計를 1955年으로 옮기는 데는 申告된 出生数나 或은 1950年「센사스」에서 調査된 5才以下의 兒童数를 지나치게 信賴하지 않은것이 좋다 反面에 最近 期間의 出生이 一定하다고 仮定해서 1950年에 5才以下인 兒童数와 1955年에 5才以下 및 5-9才인 兒童数를 第V編에서 提示될 方法을 써서 別

途로 算出한다

130. 1950年에 5才以上인 各群을 算出하는 過程은 第29表에 例示되고 있다. 計算이 若干 不正確한데 그것은 호스타리카의 「센사스」가 1950年 5月22日에 施行되었으며 바라는 推定은 1955年 央年에 대한 것이기 때문이며 그 結果 死亡統計는 1950年 年初에서 1954年 年末에 屬하는 것이 되었기 때문이다 그러나 나타난 誤差의 大部分은 計算結果가 最終段階에서 "配分"될때 없앨수 있다 資料가 1955年에 10才以下된 兒童을 包含시키지 않고 옮겨져 왔기 때문에 이 段階에서 "配分"한다는 것은 不可하다 또한 死亡申告上의 不正確이나 年令不詳者나 死亡者

의 數가 거의 無視할 程度로 적었기 때문에 여기서 招來될 重大한 誤差란 있을수 없으며 配分할 必要가 없는 것이다 性 및 年令別 1955年의 最終推定은 第V編에서 展開할 出生率의 仮定을 使用한 然後에 磨勘할것이다

8表

1950. 11. 各年令群에屬한 死亡數

(코스타리카, 1950-1954)

性別및年令	該年令集団의申告死亡					死亡總數 (1950-54)	発生群에屬할死亡者數
	1950	1951	1952	1953	1954		
男子							
5 - 9	151	162	139	205	175	832	594
10 - 14	80	72	67	68	68	355	364
15 - 19	80	70	91	63	69	373	448
20 - 24	105	126	114	88	91	524	478
25 - 29	100	100	99	68	66	433	460
30 - 34	109	106	93	97	81	486	530
35 - 39	148	122	109	99	96	574	557
40 - 44	117	109	105	96	113	540	574
45 - 49	158	130	82	128	111	609	704
50 - 54	161	173	163	152	151	800	764
55 - 59	152	171	112	138	155	728	859
60 - 64	237	189	206	179	179	990	990
65 - 69	190	179	210	205	205	989	1,031
70 - 74	235	212	224	209	193	1,073	980
75 - 79	178	183	152	198	177	888	763
80 - 84	132	119	135	133	119	638	1,046
85 +	155	136	135	159	142	727	
女子							
5 - 9	148	158	133	137	156	732	502
10 - 14	63	56	51	49	52	271	310
15 - 19	83	73	88	82	64	350	429
20 - 24	107	129	88	88	96	508	492
25 - 29	107	107	107	76	79	476	470
30 - 34	104	102	97	91	70	464	541
35 - 39	160	131	99	126	102	618	598
40 - 44	123	115	118	106	115	577	536
45 - 49	114	93	94	103	91	495	564
50 - 54	127	137	125	122	122	633	645
55 - 59	126	142	122	137	130	657	770
60 - 64	204	163	182	171	163	883	880
65 - 69	174	163	185	194	163	879	960
70 - 74	220	198	208	228	187	1,041	904
75 - 79	154	158	143	167	145	767	737
80 - 84	149	134	147	148	129	707	1,280
85 +	172	151	195	218	190	926	

9表

死亡統計를使用한移越의例

(1950年에5才以上된人口를1955年으로移越 코스타리카)

性및年令 (1950)	調査人口 (1950)	調整	當該群의死亡	推定人口 (1955)	年令 (1955)
男子					
5－9	56,789	－	594	56,195	10－14
10－14	49,734	48,914	364	48,450	15－19
15－19	40,418	41,773	448	41,325	20－24
20－24	37,671	36,212	478	35,734	25－29
25－29	28,647	29,327	460	28,867	30－34
30－34	23,851	24,297	530	23,767	35－39
35－39	22,908	22,184	557	21,627	40－44
40－44	18,310	18,446	574	17,872	45－49
45－49	14,140	14,568	704	13,864	50－54
50－54	12,313	11,578	764	10,815	55－59
55－59	7,889	8,747	859	7,888	60－64
60－64	7,667	6,965	990	5,975	65－69
65－69	4,716	5,088	1,031	4,057	70－74
70－74	3,331	3,180	980	2,200	75－79
75－79	1,860	－	763	1,097	80－84
80－84	1,073	－	1,046	746	85＋
85＋	719	－			
女子					
5－9	55,367	－	502	54,865	10－14
10－14	48,555	48,611	310	48,301	15－19
15－19	43,826	44,010	429	43,581	20－24
20－24	39,386	38,679	492	38,187	25－29
25－29	30,491	30,595	470	30,125	30－34
30－34	23,705	24,830	541	24,289	35－39
35－39	23,930	22,622	598	22,024	40－44
40－44	18,074	18,548	536	18,012	45－49
45－49	13,966	14,226	564	13,662	50－54
50－54	11,853	11,274	645	10,629	55－59
55－59	7,827	8,518	770	7,748	60－64
60－64	7,248	6,649	880	5,769	65－69
65－69	4,420	4,782	960	3,822	70－74
70－74	3,227	3,039	904	2,135	75－79
75－79	1,769	－	737	1,031	80－84
80－84	1,147	－	1,280	707	85＋
85＋	840				

第Ⅲ編　簡易生命表の概念と構造

第五編 簡易生命表의 概念과 構造

131. 여기서 論述할 人口推計方法의 核心은 標準生命表의 組織(system)을 使用하여 未來의 다음 時区間(successive time intervals)에 生存할 各 人口群(each cohort of population)의 人口数를 計算하는데 있다. 이같은 生命表의 要点은 人口推計에 必要한 生残比(survival ratio)는 勿論 其他 生命表 函数가 表로 附錄에 略述되고 있다.

132. 비록 実際的인 人口推計가 全体的으로 製表된 生残比에 依하여 作成된다 할지라도 첫째 必要한것은 이 生残比가 各경우에 適合한가를 決定하

는 것이다 即 이 生残比는 最近과 가까운 未來의 死亡狀態를 表示하는 것이다

生残比는 公的統計로 直接 얻어지지 않으며, 直接 算出되어야만 하거나 或은 달리 現存하는 統計情報를 參酌하여 導出하지 않으면 안된다 거의 모든 경우 單純한 方法임에도 不拘하고 적어도 生命表를 이루고 있는 一般的인 方途에는 한가지 段階가 있다 몇가지 関聯된 死亡函數나 相関関係를 아는것이 一般的으로 必要하다 이 編의 目的은 生残比가 死亡에 관한 其他 統計에 対한 関聯性을 論述하지않으면 안될 概念을 세우는데 있는 것이다

133. 第1章에서는 生命表函數를 紹介하고 例

示하며 第2章에서는 特殊한 경우에 考慮되어야할 몇가지 函数의 関聯性을 考察하고 있다 各才別로 된것보다 차라리 5年集団別로된 函数表인 "簡易生命表"(Abridged life table)을 考察하고 있다 여기에 強調할것은 生命表가 実験科学에서 使用되는 아주 精密한 数学的인 技術로 부터 描出된것이며 簡便하다는것이다

第1章 生命表의 主要函数

134. 生命表値를 計算하기 爲한 出発点은 一般的으로 여러 年令集団에 対한 死亡率을

計算하는것으로 부터 始作한다. 이 死亡率로부터 다른 函数가 導出되며 後者의 函数로부터 生残比가 얻어지며 이 生残比는 어떤 年令의 生存者中 살아서 다음 年令段階에 到達할者의 比率을 表示한다

表 10.

特殊死亡率(m_x)의 導出

(性및年令別死亡統計및人口統計에서 1946-49, 흑선봄主)

性및年令	死亡					調査人口	平均年令特殊死亡率(1,000分率)
	1946	1947	1948	1949	平均(46-49)	(1947.12.31)	(1946-1949)
男子							
0-	188	145	142	116	148	2,082	71.1
1-4	27	25	19	23	24	7,640	3.1
5-9	18	19	8	9	14	9,714	1.4
10-14	15	10	7	13	11	9,947	1.1
15-19	20	20	20	21	20	12,437	1.6
20-24	39	24	23	24	28	11,843	2.4
25-29	34	29	25	13	25	10.057	2.5
30-34	34	30	33	31	32	10,143	3.2
35-39	39	61	50	47	49	12,227	4.0
40-44	61	75	64	79	70	12,226	5.7
45-49	113	98	112	101	106	11,071	9.6
50-54	101	99	108	102	102	8,996	11.3
55-59	114	144	151	141	138	7,430	18.6
60-64	173	160	190	189	178	6,490	27.5
65-69	198	246	252	228	231	5,432	42.5
70-74	224	250	259	292	256	3,928	65.2
75-79	204	217	220	264	226	2,185	103.4
80-84	150	166	153	187	164	947	173.4
85+	75	80	77	103	84	322	260.9
女子							
0-	139	113	103	78	108	1,946	55.5
1-4	27	34	19	22	26	7,347	3.5
5-9	12	9	5	6	8	9,466	0.8
10-14	11	10	13	10	11	9,568	1.1
15-19	23	17	16	13	17	11,378	1.5
20-24	23	22	20	21	22	11,468	1.9
25-29	31	27	25	18	25	10,327	2.4
30-34	37	28	16	16	24	10,049	2.4
35-39	35	36	27	27	31	11,925	2.6
40-44	57	49	36	36	44	11,956	3.7
45-49	68	62	64	63	64	11,300	5.7
50-54	76	74	88	86	81	9,548	8.5
55-59	100	99	103	101	101	7,808	12.9
60-64	144	153	147	125	142	7,048	20.1
65-69	197	191	166	205	190	6,011	31.6
70-74	228	248	233	275	246	4,473	55.0
75-79	235	224	201	254	228	2,563	89.0
80-84	174	176	165	218	183	1,218	150.2
85+	142	130	96	151	130	497	261.6

135. 어떤 生命表는 이 計算結果를 轉倒시켜서 作成한 것도 있다 年令別 適切한 死亡統計를 쓸 수 없는 곳에서는 生殘比를 兩次의 「센사스」에 依한 性 및 年令別 人口統計에서 推斷하고 있으며 이 率을 遡及 計算하면 年令, 特殊死亡率을 包含한 다른 生命表函數가 얻어진다

136. 첫째로 생각해야할 生命表函數는 다음과 같은 것이 있다

(1) m_x, 即 어떤 年令, x의 사람의 死亡率

(2) q_x, 어떤 年令区間內에 死亡할 可能性

(3) l_x, 仮定된 最初出生数로 부터 어떤 特殊年令에 있어서의 生存者数

(4) L_x, 어떤 年令区間內의 生存者가 集団的

으로 生存할 年数

(5) p_x, 어떤 年令区間에서 다음 年令区間에 生残할 生残比 等이 있고 結果的으로 얻어질 函数는

(6) d_x, 어떤 年令区間의 死亡者数

(7) p_x, 年令区間中의 生存可能性

(8) T_x, 어떤 年令에 있는 生存者가 集団的으로 生存할 年数

(9) C_x, 어떤 年令의 個人 餘命 等이다

13. 모든 函数의 "x"는 年令을 表示한다

여기서는 5才年令集団別로 簡易生命表를 取扱하는 故로 "x"는 한 集団의 下限을 表示하거나 同年令集団을 表示하는데 이것은 函数의 性格에

문이다

八 生残比計算을 爲한 基本過程의 生命表函数

13表 10表는 年令特殊死亡率을 計算하기 위하여 1946-1949 年間의 독센불고의 統計를 例로 하였다 1947 年末에 「센사스」를 施行하였으며 資料는 1946~1949 年의 中間을 取하였다. 이 期間의 中間에 있는 各集団別 人口에다 年平均死亡数를 나누어서 1000 으로 곱한 即 特殊年令死亡率, $1000\,m_x$ 를 얻었다 出生後의 急激한 死亡과 다음해와의 顕著한 差異때문에 m_0 即 生存한 첫해의 死亡率과 m_{1-4} 即 다음 4年間의 死亡率과를 別途로 計算하여야 한다

139. 이 例에서 볼때 4年間의 死亡数를 平均하는 理由란 어떤 年令群에서는 死亡数가 極히 적고 또 死因에 있어서도 年年히 変動하기 때문이다. 死亡年令이 頻繁히 虚偽申告되는 곳에서는 年令分布를 스무스하게 하기위하여는 앞서 説明한 公式을 使用한다. 그러나 死亡의 경우에는 特殊한 年令分布에 따라 큰 差가 있으므로 처음 두 年令集団을 이 公式을 써서 스무스하게할수는 없다.

140. m_x의 数이 얻어지면 다음 函数는 지금 説明하는 바와 같이 計算된다. 計算結果는 부록 III 男子로하여 11 表에 例示되었다.

表11　簡易生命表函数

（幸福昌生　男子，1946～1949）

年令	年令特殊死亡率 (1,000 mx)	生命表死亡率 (1,000 qx)	生存者 (lx)	集団生存者 (Lx)	生残比 (px) (*p0 = 0.9354)
0	71.1	63.0	100,000	467,715	0.9862
1～4	3.1	12.0	93,700		
5～9	1.4	7.0	92,576	461,260	0.9937
10～14	1.1	5.5	91,928	458,375	0.9933
15～19	1.6	8.0	91,422	455,282	0.9901
20～24	2.4	11.9	90,691	450,755	0.9879
25～29	2.5	12.4	89,611	445,278	0.9859
30～34	3.2	15.9	88,500	438,992	0.9922
35～39	4.0	19.8	87,093	431,155	0.9761
40～44	5.7	28.1	85,369	420,548	0.9626
45～49	9.6	47.0	82,970	405,100	0.9490
50～54	11.3	55.1	79,070	384,458	0.9284
55～59	18.6	89.1	74,713	356,922	0.8918
60～64	27.5	129.1	68,056	318,315	0.8412
65～69	42.5	192.9	59,270	267,768	0.7676
70～74	65.2	281.3	47,837	205,545	0.6649
75～79	103.4	410.0	34,381	136,662	0.5224
80～84	173.4	592.2	20,284	71,390	0.3075
85+	260.9	1,000.0	8,272	31,406	

141. 第1欄의 "x"는 函数가 適用하는 年令集団을 表示하며 第2欄은 10表에서 取한 年令特殊死亡率이다. 이 率은 人口学上 便宜的으로 1,000対1로 表示된다. 그러나 普通 經驗生命表 (actuarial table)에서는 1,000対1로 表示되지 않는다 모든 生命表에 있어서와 마찬가지로 이 函数는 10才가까이 가서 最底가 되어 急激하게 減少하며 年令이 많아짐에 따라 처음은 漸進的으로 上昇하다가 다음은 급작스레 上昇한다

142. 第3欄은 "生命表死亡率" (life table death rate), 1,000 q_x를 表

示한다. 이 函数는 어떤 年令集団에 들어가려던 者가 그 年令의 上限 (the upper limit)에 達하기 前에 死亡하리라는 期待値를 表示한다 이 例에서는 1,000名의 兒童이 出生한 中에서 630名이 1年이 되기 以前에 死亡하리라는 期待値를 意味한다 그리고 15才된 1,000名中 40名이 20才에 達하기 前에 死亡하리라는 期待値이다

143. 人口学的인 観点에서 볼때, 人口의 理論的 模型은 出生으로 끊임없이 補充되고 死亡으로 消滅되는 것으로 생각된다 여기서 q_x의 故은 特殊死亡率인 m_x와는 다르나

死亡率이라는 性格으로 볼때 同一한 性質을 가지고 있다 m_x가 各年令集団内에 生存하는 者에 対한 것이라면 q_x는 同一한 死亡数가 다음 年令에 들어갈 者에 관한 된다는것이다. 万若 0才의 경우에는 単一해라면 q_x는 m_x보다 若干적은데 그것은 어떤 時点에 生存하고 있는 者보다 各해(each year)의 年令集団에 加担된者가 더 많기 때문이다 5才階級集団의 경우에는 q_x는 m_x의 다섯倍가 된다 이것은 어떤 한해에 그 集団에 들어있는 사람은 5年集団에 들어있는 사람의 約 1/5이기 때문이다 그래서 最終의 年令集団은

모든 사람이 어차피 죽기 때문에 1.000 9x 이다

144. 第4欄은 어떤 年令에 對한 生存者로서 1x 로 表示된다 여기 接尾語 "x"는 各年令集団의 下限을 意味한다 大部分의 生命表에서 처럼 100,000人의 出生이 있다고 仮定해서 1x 函数는 100,000 人中 어느만큼 年令에 達하는가를 나타내는 函数이다 이 表가 人口学上의 目的에 쓰일때는 同一한 100,000人의 出生이 每年 있는것으로 仮定한다

145. 第5欄 Lx는 経験統計나 人口学的 観点으로 볼때 두가지의 意味를 가지고

있다. 経験統計의 立場에서 볼때의 l_x 란은 出生한 100,000人의 一団이 한 年令区間에 集団的으로 生存할 年数를 意味하며 死亡状態를 주어진것으로 仮定한다. 例를 들면 5才에 死亡이 없다면 100,000人의 兒童은 5才까지 500,000 年을 生存하였을것이다

死亡은 l_x 函数가 한 年令区間에서 다음 年令区間으로 l_x 函数가 減少함에 따라 影響을 받는다. 人口学上의 観点으로는 l_x 函数는 每年 100,000人의 出生으로 補充되고 q_x 或은 m_x로 表示된 死亡으로 消滅되는것이다. 出生을 不変하다고 仮定하기때문에 이 仮定人口와 또 모든 年令集団의 하나하

나는 一定한 規模를 가지고 있어서 特殊한 生命表에 該當하는 "靜止"人口(定常人口; stationary population)이라 일컫는다. 이 경우 定常人口는 計 6,207,216名이다.

146. 마지막 第6欄은 例示한 "定常"人口의 年令集団에 生存者中 5才를 追加하기까지 生存한者의 比率을 P_x로 表示한다. 이 比率은 10才까지 最大를 이루었다가 다음에는 徐徐히 減少하여 그以後로는 急작스럽게 減少한다. 이 欄의 上端에 있는 P_b는 어떤 5年間의 末期에 있어서 5年期間中 一定率로 나타난 出生群中 0-4才의 年令集団에 対한 生存者의比를 意味한다. 이欄에表示된 残余 P_x 값은 마지막값 P_{80+}의 값을 除外하고는 5才年令集団에 適用하며 이 P_{80+}는 80才以上의 集団中에 85才以上을 生存한者의 比率을 나타낸다.

第2節 年令特殊死亡率에서의 函數의 導出

147. 어느 境遇에는 몇가지 函數間의 數學的 関聯은 단지 積分方程式에 依하여 正確하게 나타낼 수 있다. 그러나 여기서는 実技로 取扱하려는 것이 아니기 때문에 正確한 數学的 関係는 取扱할 必要가 없다.

年令特殊死亡率인 M_x를 生命表死亡率인 q_x로 轉換시키는 것이 바로 그같은 것이다.

年令特殊死亡率은 率 그自体에 依하여 表示된 死亡狀態의 結果로서 이미 死亡한 人口의 部分에 関聯된다. 添言하면 大部分 M_x는 5才年令集團에 関聯이 있는데 反해서 q_x는 이 年令集團에 年參

加者數에 關聯된다.

M_x의 값을 該當하는 q_x값에 轉換시킬수 있는 正確하고 簡單한 算術的인 方法은 없다.

그러나 아주 效果的으로 轉換할수 있는 表가 作成되었다. 그같은 表를 作成할수 없다면 多少 正確하지는 못하나 이編의 (B)에서 論述할 簡易한 方法을 쓸수 있다.

148. 生命表死亡率(q_x)를 基礎로 해서 正確한 年令에 對한 生存者數(l_x)를 얻기 爲하여 한가지 直接的인 算術的 方法이 使用된다.

仮定된 100,000名의 出生(l_0)으로 始作하면 q_0 (이 例에서는 1000名當 63,0名)는 生存한 첫해의 死亡者(이 境遇에는 6,300名)가 計

算된다. 그래서 이 數는 最初의 100,000에서 正確히 1才에 生存한 者를 뺀것이다.

이 乘除의 過程은 다음 年令集團에 對한 모든 lx 값이 얻어질때 까지 反復된다.

149. lx의 값을 Lx의 값으로 轉換시키는데 아주 正確度를 높게하려면 數學的으로 複雜하다. 마침 近似値만을 要한다면 아주 充分한 算術的인 方法이 몇가지 있다.

이 簡單한 方法上에 包含된 誤差는 全体로 볼때 가볍고 大部分 無視할수 있다.

한가지 方法으로 5 — 9에서 80 — 84才의 全年令集團에 對하여 쓰이고 이와 別途로 L0 — 4와 L85十의 두個의 極値를 求하기 爲하여 쓰이는 方

法이 있다。

150。 5-9에서 80-84에 대하여는 L_x는 l_+ 와 l_{x+5} 의 算術平均의 5倍와 같다고 仮定하는것 만으로 充分하다。

151。生存한 첫5年의 死亡分布는 아주 不均等하기 때문에 이 方法을 L_0-4를 計算하는데는 아주 不充分하다。 한가지 그럴듯한 近似値를 얻는 方法으로는 L_0 (即 단지 生存한 첫해에 對하여)는 0,25 l_0 + 0,75 l_1 과 같다고 仮定하며 (이 例에서는 25,000+0,75 (93,700)= 95,275), L_1-4는 1,9 l_1 + 2,1 l_5 와 같다고 仮定한다 (이 例에서는 1.9 (93,700)+ 2,1 (92,576) =372,440)。 이 公式을 整理하면

$L_{0-4} = 0{,}25\ l_0 + 2{,}65\ l_1 + 2{,}1\ l_5$ 이다.

(이 例의 計算結果는 467,715이다).

152. L_{85+}의 近似値計算은 經驗에 依하여 証明되었다. 実際로 다음에 더 說明하겠지만 最終年令集團에 對한 L_x 값은 集團의 最初의 年令에 對한 l_x 값에다가 그 年令의 平均餘命(the expectation of life)를 곱한 값과 같다.

大部分의 生命表에서 우연히 一致한것은 l_{85}가 100,000名의 出生數를 表示하면 85才의 平均餘命은 l_{85}의 常用對數와 거의 같다는 것이다. 그래서 L_{85+}를 推計하자면 l_{85}에다 그 自身의 對數를 곱하면 아주 쉽게 얻는다.

지금의 例에서 보면 l_{85}는 8,272이고 이 數

의 常用對數는 3,91761 即 그해에 이 年令에 있는 近似한 平均餘命이다。

이 두數를 곱하면 32,406 即 求하는 L85 의 값이 된다。

153。生殘比(Px)를 年令集團의 生存者(Lx)로 부터 얻을려면 잇달은 한 雙의 Lx 값을 나누면 된다。 L5-9 (이 例에서는 461,242)를 Lo-4 (467,715)로 나누면 0,9862를 얻는데 이것이 P0-4에 對한 數이다。

다른 말로 말하면 0-4才의 集團에 生存하고 있는 1,000人中 986,2名이 그들의 年令이 5-9才가 되는 以後 5年을 살것이라고 期待되는 것이다。 Pb의 값(出生에서의 生存)과 P80+는

別途로 생각하여야 한다.

P_0 는 L_0-4 를 5年間 仮定出生數 即 500,000 으로 나누어 計算되고 P_{85+} 는 L_{80+} 即 L_{80-84} 와 L_{85+} 의 計를 L_{85+}로 나누면 求하게 된다。

第3節 生命表의 其他函數

154。 12表는 生命表가 保險統計上의 使用을 目的으로 作成된 곳에서 一般的으로 代表되는 函數들이다。 처음부터 세째欄 即 年令集團에 關한 X_0, 特殊年令의 生存者 (l_x), 生命表死亡率 ($1,000\ q_x$)는 이미 論議된 것이다。

여기에 나타나지 않는 다른 函數는 即 P_x, 換

言하면 어떤 特殊年令에서 다음 年令으로의 生存可能性인데 이 函數는 單位에서 q_x 를 빼서 얻는다. 換言하면 率이 1,000으로 表示되면 1,000 $p_x = 1{,}000 - 1{,}000\ q_x$ 이다.

155. 12表의 4欄 d_x 函數는 100,000이 처음 出生했다고 仮定해서 年令의 下限에서 上限까지의 年令集團內에 發生한 死亡數이다. 全体 年令에 對한 d_x 값은 100,000인데 이것은 100,000名의 出生群이 全部 消滅되는 것을 表示한다. 10才 가까이서 d_x 函數는 最低를 나타낸다. 그리고난 다음 高令이 됨에 따라 最大로 向하며 最大가 된 다음 다시 떨어진다.

이 函數는 l_x 값을 順次的으로 빼서 얻는다.

이 函數 亦是 "靜止" 人口에 있어서의 死亡의 年令分布로 생각된다.

156. 5欄, Tx 函數는 100,000名의 出生群으로부터 그年令에 生存하고 있는者가 集團的으로 向後 生存하리라는 年數를 意味한다.

이 函數는 밑에서 부터 Lx 函數를 累加하여 얻는데 (11表 第5欄) L85+에서 始作하여 L80-84를 더하고 L75-79를 더하며 이 方式을 되풀이하여 얻는다.

12表

簡易生命表

(북섬부르 男子, 1946－1949)

(1) x	(2) lx	(3) 1,000qx	(4) dx	(5) Tx	(6) oex
0	100,000	63.0	6.300	6.207.216	62.1
1－4	93,700	12.0	1.124	6.111.941	65.2
5－9	92,576	7.0	648	5.739.501	62.0
10－14	91,928	5.5	506	5.278.241	57.4
15－19	91,422	8.0	731	4.819.866	52.7
20－24	90,691	11.9	1.079	4.364.584	48.1
25－29	89,611	12.4	1.111	3.913.829	43.7
30－34	88,500	15.9	1.407	3.468.551	39.2
35－39	87.093	19.8	1.724	3.029.569	34.8
40－44	85.369	28.1	2.399	2.598.414	30.4
45－49	82.970	47.0	3.900	2.177.566	26.2
50－54	79.070	55.1	4.357	1.772.466	22.4
55－59	74.713	89.1	6.657	1.388.008	18.6
60－64	68.056	129.1	8.786	1.031.086	15.0
65－69	59.270	192.9	11.433	712.771	12.0
70－74	47.837	281.3	13.457	445.003	9.3
75－79	34.381	410.0	14.096	239.458	7.0
80－84	20.284	592.2	12.012	102.796	5.1
85＋	8.272	1.000.0	8.272	31.406	3.9

157. 마지막 欄 e_x는 個人의 平均餘命을 表示한다. 이 例에서처럼 100,000名의 出生은 集團的으로 6,207,216年을 살것이 期待되며 平均 個人은 62.1年을 살것이 期待된다.

똑같이 다른 年令의 平均餘命도 當該 T_x를 當該 l_x로 나누어 얻는다.

처음 몇해의 平均餘命은 乳兒나 小兒의 死亡危機가 지나기까지 上昇하다가 그 以後 나이 많아짐에 따라 平均餘命은 비록 年令에 많아지는 程度로 減少하지는 않는다 하여도 어느程度 減少한다.

例를 들면 60才의 個人은 다음 15年을 더 살것이 期待되는데 ($e_{60} = 15.2$) 그것은 卽 約 75才까지가 될것이다. 그래서 75才에 達한 者는

平均餘命이 7才가 더하여 82才까지 살것이다.

第2章 生命表函數의 實習

158. 지금 까지 論述한 比較的 單純한 方法은 近似한 簡易生命表를 作成하는데 適切하다.

159. 이 便覽은 生残比는 勿論 다른 函數를 作成함에 있어서 標準生命表의 輪廓을 說明하고 있다. 이 標準生命表가 어떤 人口推計의 目的으로 쓰일 때는 生命表構造의 全過程을 習得할 必要가 없다. 適合한 生残比는 有用한 統計에서 얻은 其他 函數의 값을 參酌해서 여기서 提示한 方法으로 推斷할수 있다.

160. 비록 正確하지 못한 計算일지라도 生存比를 適切히 選擇하기 爲한 基礎로서는 充分한 것이다.

1. 生命表의 比例函數와 累加函數

161. 比率의 性格을 띤 生命表函數와 累加 或은 累減의 結果인 函數와를 區分하는 것이 有益하다. 前者의 形態로는 年令特殊死亡率 (m_x), 生命表死亡率 (q_x) 와 生殘比 (p_x) 를 包含하는데, 이 率들은 모두 비록 다르게 導出된 것이기는 하나 서로가 緊密한 關聯이 있다.

萬若 이 函數中의 하나를 알게되면 標準生命表의 組織 (*system*) 을 參酌하여 別다른 計算을 하지 않고서도 다른 두個의 函數의 近似한 水準을 끌

推定할수 있다。

例를 들면 萬若 m_x가 全年令集團에 關하여 決定되었다고 할것같으면 標準生命表를 使用하여 이를 特殊率이 나타내는 近似한 死亡 레벨을 定할수 있다。 그래서 生殘比 , P_x,는 同一한 一般死亡레벨에 該當하므로 別다른 計算없이 生命表에서 찾어낼수 있다。(參照 IV編)

162。其他函數 例를들면 l_x, L_x, T_x의 特殊한 값과 같은것은 P_x의 값이 주어진다고 해서 이들의 값이 주어지는 것은 아니다。

例로서 어떤 l_{20}의 값이 주어진다면 乳兒의 死亡이 높거나 靑年層의 死亡이 낮은 結果일것이다。

人口推計에 必要한 函數는 P_x이기 때문에 L_x나

l_x 或은 T_x 의 어느 값이 주어진다면 生命表를 直接 參酌하기 前에 q_x 나 或은 p_x 에 該當하는 값으로 轉換시키도록 하지않으면 안된다.

第2節 "一般"死亡 레벨에 該當하는 函數

163. 出生時에 平均餘命 即 e_0 는 여러가지 意味로 생각할수 있다. 이것은 特殊値 (T_0)이거나 어떤 比率 (l_0 로 나눈) 이다.

그래서 이것은 "一般"死亡레벨이 單一한 形態로 要略된 抽象的인 方法이다. 標準生命表는 出生時의 平均餘命이 얻어진다면 平均狀態下에 나타나리라는 生命表函數를 T_0 나 l_0 를 結合하여 表示되고 있다. 實際로 그같은 平均狀態란 決코 일어나지 않

을뿐더러 이 標準生命表에 含蓄된것 같이 패턴
(pattern)과의 偏倚를 豫期하지 않으면 안된다.
例를들면 q_0가 50年일지라도 어떤 年令에 있어
서는 q_0에 對한 標準生命表가 50으로 나타난것
보다 死亡率이 높거나 낮을것이다.
또한 패턴에의 偏倚가 程度에 따라 青年層의 死亡이
不當하게 높거나 乳児死亡이 낮는等 不合理한 事態
가 惹起될것이다.

164. 萬若 年令別 死亡狀態에 関한 情報를
얻을수 없다거나 死亡狀態가 不當하다고 생각할수
있는 特別한 理由가 없다면 아무 作成할수 있는
最善의 推定이란 標準生命表의 어느 하나를 擇하는
道理밖에 없다.

例를들면 標準生命表에 주어진 것이 實際로 記錄된 것과 꼭같은 年死亡數를 나타낼 境遇도 있다.
그래서 年令別 死亡率의 分布는 標準生命表의 死亡率分布와 同一하다고 仮定할수 있다.

第3節 比率函數인는 境遇에 特殊函數의 導出方法

165. 標準生命表는 萬若 年令特殊死亡率인 m_x나 或은 q_x값이 決定된다면 各年令에 對한 生残比를 決定함에 直接 使用할수 있다.
그러나 死亡에 関한 特別한 情報를 얻을수 있는 경우라도 이들 比率函數가 종종 決定되지 않을때가 많다.

166. 단지 l_x값만이 주어져서 生命表가 完全

하지 못한 境遇일 것이다.

이 境遇에는 d_x 값의 順次的인 差(successive differences)를 取하므로 얻을수 있고, 이 d_x를 l_x로 나누면 q_x 값이 되는데 이 q_x 값으로부터 標準生命表에 依하여 當該生殘比를 推定할 수 있다.

167. 또 L_x 값이 얻어 질수 있을 것이다. 이 경우 特殊生殘比는 標準生命表上의 L_x 값에서 計算되는 대신에 이 주어진 L_x 값에서 計算될수 있다. 萬若 주어진 값이 T_x의 어느것이라면 L_x 값은 順次的으로 빼서 얻을수 있다

168. 또한 $^{\circ}e_x$ 값만이 얻어질수도 있을것인데 이 函數는 비록 어떤 다른 函數에 對한 近似値가

計算을 反復하므로 推定될수 있을지 모르나 生命表에 作成되고 있는 어떤 값을 使用하여 其他의 生命標函數로 轉換시킨다는 것은 그리 可能하지 않다.

169. 이 같은 境遇는 頻繁히 있는것과 같이 入手한 (不完全한) 生命表의 값이 $^{\circ}e_x$ 나 l_x 이라면 T_x 는 $^{\circ}e_x$ 를 l_x 로 곱하여 計算할수 있고, L_x 는 T_x 에서 順次的으로 빼면 얻을수 있으며 P_x 即 年令特殊生殘比는 L_x 를 順次的으로 나누면 그 값을 얻을수 있다.

第4節 센사스의 生殘比 使用

170. 이 編 (A) 135 段에서 生命表가 「센사스」 資料에서 P_x 값이 作成될수 있다고 하였다.

이 方法은 年令別 死亡에 關한 正確한 統計를 얻을수 없는 境遇뿐만 아니라 人口의 年令構成이 再次의 「센사스」로 決定되는 경우에 有益하다고 生覺하였다. 「센사스」區間中의 出生兒童에 對하여 이 方法으로 生殘比를 얻을수 없다.

이 方法을 詳論하자면 精巧한 補揷法과 等差法 (*methods of interpolation and graduation*) 을 包含하므로 甚히 複雜하다.

그러나 이에 對하여는 단지 生殘比가 直接的인 關心事이지 生命表의 其他函數를 計算할 번거러움에 拘碍될 必要가 何等없다.

171. 한 「센사스」에서 다음 「센사스」間의 生殘比를 計算함에 있어서 注意해야 할것은 最近의

「센사스」에 確定된 數가 以前 「센사스」時에 調査된 一國의 生存者와 거의 비슷하게 나타난다는 것을 留意해야 한다。

移民이 重大한 影響을 미쳤다면 무엇인가 이 要因으로 因한 生残比가 差跌을 이르키지 않도록 하지 않으면 안된다。 移入國移民의 影響을 주로 받는 人口에 있어서는 센사스 期間中 國內出生者로 制限 比較하는 것이 効果的일 때가 많다。

計算을 阻害시키는 다른 要因은 一部 或은 全年令集團의 調査錯誤와 年令의 誤報 (*mis-statement*) 이다。 年令誤報의 効果를 除去하기 爲한 方法은 第Ⅱ編 (B) 에서 提示한 公式을 써서 最終段階로 標準生命表를 參酌하여 더 修正을 加하면 充分하다。

그러나 年令誤報의 修正方法은 더욱 잘된 公式을 쓸수도 있을것이다.

172. 兩次의 「센사스」區間이 5年이라면 人口推計에 必要한 5年時區間에 對한 5年生残比를 直接 計算할수 있다. 萬若 區間이 1 以下 或은 以下인 경우에는 여러가지 問題가 惹起된다. 萬若 區間이 10年이라면 5年期間에 對한 生残比가 計算 可能하다. 10年間의 比를 5年間의 比로 轉換시키는 方法은 다음 編에서 提示된다. 이 境遇의 轉換은 아주 쉬운데 그것은 10年에 對한 比는 5年에 對한 兩次 年令集團의 比의 積과 같기 때문이다. 萬若 「센사스」區間이 5年의 乘이 아니라면 算次가 아주 複雜하나 5年間에 該當하는

P_x 를 大略的으로 推定하는 것이 亦是 可能하다.

第5節 簡便한 方法

173. P_x ℓ_1 값 (生残比)을 m_x (年令特殊死亡率)에서 計算하기 爲하여 단 두가지 段階를 거쳐야 한다. 비록 標準生命表에서 P_x 값을 찾어 낼수 있을지라도 適切한 計算을 하기 爲하여는 이 簡便한 方法이 使用될 때가 많다.

174. 첫째 段階로서 이들 函數間의 細密한 相互関聯表를 利用하지 않고서 m_x 를 q_x 로 轉換시킬수 있다. 이것이 必要한 것은 그같은 表가 쉽사리 얻어지지 못하는 경우이다.

이 轉換은 m_x × 因子 = q_x 이다.

175. 이 編 (A) 143 項에서 $_9q_0$ 는 $_1m_0$ 보다 적다는 事實을 알았다.

實際로 $_9q_0$ 는 乳兒死亡이 出生에 關聯되기 때문에 乳兒死亡率의 性質을 가지고 있다.

乳兒死亡率이 알려지기만 하면 $_9q_0$ 의 近似値로서 代置시킬수 있다. 그렇지 않으면 다음과 같은 轉換表를 使用할수 있다.

$1,000\ {}_1m_0$	$1,000\ {}_9q_0$ 轉換係數
29	0.925
55	0.90
110	0.85
170	0.80
240	0.75

M_0의 값이 다름에 따라 다른 轉換因子가 補捕된다. 록셈부르主를 例로 하여 男子에 對한 1,000 M_0는 71.1이고 當該 1,000 90는 71.1의 約 0.89 倍 卽 約 63.3 이다.

이 數字는 Reed Merrell 表에 따르면 아주 近似한 推定이다.

176. $M-4$와 $91-4$ 間의 關係도 같은 方法으로 要略할 수 있다.

$91-4$는 M_{1-4}를 4倍한것보다 多少 적은것이 恒例이다. 이것은 이미 周知한 바와 같이 4才年令集團이기 때문이다. 아래의 轉換表로서 概算하는 것으로 充分하다.

1,000 m_{1-4}	1,000 g_{1-4} 轉換關係
8	3.8
21	3.6
36	3.4
55	3.2

록셈부르그 男子의 1,000 m_{1-4}는 3.1 였다。 轉換表에서 補正하면 近似因子는 約 3.9 인데 이것은 1,000 g_x 에 對하여 12.1 이 된다。

이 數字는 Reed - Merrell 表에서 얻은 12.0 과 거의 같은 것이다。

177。 마지막으로 5才年令集團에 對한 g_x 는 m_x 를 5倍한것 보다 언제나 적을것이다。

이 差는 m_x가 적을때는 가벼울 것이나 m_x의

값이 클때에는 어느程度크게 된다。

아래 轉換表는 補間이 必要한 경우에 使用된다。

1,000 mx	1,0009x 轉換係數
10	4.9
45	4.5
100	4
160	3.5
240	3

178。 이 세가지 轉換表로서 全年令에 對한 9x 의 값을 아주 빨리 推定할수 있다。

이 값이 一旦 얻어지기만 하면 이것을 Px에 該當하는 값으로 쉽사리 轉換시킬수 있다。

即 Px는 1-9x 와 같기 때문에 各年令區間에

生存할 可能値를 쉽사리 얻게되는 것이다.

이에 附隨해서 P_x의 近似推定 即 한 年令集團에서 다음 年令集團에 이르는 生殘比는 아래와 같이 直接 얻을수 있다.

179. 5才 年令集團에 對한 P_x는 P_x와 P_{x+5}를 算術平均한것과 같다.

近似値가 正確하게 되자면 P_x가 크든지 或은 q_x가 적든지 하는 경우이다. 相對的으로 높은 死亡의 影響을 받는 特히 高令集團에 對하여 이 便法은 多少 P_x를 過少推定하는 結果를 가져온다. 이것이 이 便法의 缺陷이나 여기서는 그다지 重大한 缺陷을 주는것은 아니다.

P_{5-9}에서 P_{75-79}까지의 모든 P_x의 값은 다

른 計算을 令入시키지 않고 作成할수 있다.

P_b 의 값 (出生에서 0-4才까지의 生存) 과

P_{80+} 의 값 (80才 以上에서 85才 以上 까지의 生存) 과 P_{0-4} 의 값은 別途로 推定되어야 한다. 아래의 実驗公式이 適切하다.

1, $P_b = 0.05 + P_0 (0.53 + 0.42 P_{1-4})$

2, $P_{0-4} = \dfrac{P_0 P_{1-4} (1 + P_{5-9})}{2 P_b}$

3, $P_{80+} = 0.8 P_{75-77} - 0.1$

180. 13表는 이미 얻은 q_x 와 P_x 값에서 便法으로 얻은 q_x와 P_x 값을 比較하고 있다.

13表。 便法과 普通法에 依한

(특별부르 土

年令 (X)	1,000 mx	轉換係數	便法에 1,000 qx
0	71.1	0.89	63.3
1-4	3.1	3.9	12.1
5-9	1.4	5	7.0
10-14	1.1	5	5.5
15-19	1.6	5	8.0
20-24	2.4	5	12.0
25-29	2.5	5	12.5
30-34	3.2	5	16.0
35-39	4.0	5	20.0
40-44	5.7	5	28.5
45-49	9.6	4.9	47.0
50-54	11.3	4.9	55.4
55-59	18.6	4.8	89.3
60-64	27.5	4.7	129.2
65-69	42.5	4.5	191.2
70-74	65.2	4.3	280.4
75-79	103.4	4	413.6
80-84	173.4	3.4	589.6
85+	260.9	,,,	1,000

生残比의 比較

男子, 1946 - 1949)

依 計 推 定		普通法에 依計推定	
Px	Px (Pb = 0.9351)	Px	Px (Pb = 0.9354)
0.9367 0.9879	0.9861	0.9370 0.9880	0.9862
0.9930	0.9938	0.9930	0.9937
0.9945	0.9932	0.9945	0.9933
0.9920	0.9900	0.9920	0.9901
0.9880	0.9878	0.9881	0.9879
0.9875	0.9858	0.9876	0.9859
0.9840	0.9820	0.9841	0.9822
0.9800	0.9758	0.9802	0.9761
0.9715	0.9622	0.9719	0.9626
0.9530	0.9488	0.9530	0.9490
0.9446	0.9276	0.9449	0.9284
0.9107	0.8908	0.9109	0.8918
0.8708	0.8398	0.8709	0.8412
0.8088	0.7642	0.8071	0.7676
0.7196	0.6530	0.7187	0.6649
0.5864	0.4984	0.5900	0.5224
0.4104 ...	... 0.2987	0.4078 ...	0.3075

第IV編　標準生命表ヲ利用シ生残比ノ現在水準ト未來趨勢ノ推定

第Ⅳ編 標準生命表을 利用한 生残比의 現在水準과 未來趨勢의 推

181。 性및年令別 人口推計方法中의 要点은 어떤 때에 生存한 여러群의 數를 近似한 生残比로 표하는 것으로 되어 있다。 이 必要한 比率은 特定한 人口推計를 急하여 個別的으로 算出될수도 있으나 標準生命表를 參酌하면 이 方法을 아주 單純化시킬수 있다。

182。 標準生命表의 組織은 附錄에서 標準生命表와 作成된 經緯를 說明한 註釋을 參照하면 作成된 값을 찾어볼수 있다。 未來의 死亡趨勢에 関한 仮定을 公式化하여 使用함에 있어서 生命表는 死亡이 減少하는 過程上의 順次的인 段階를 表示하도록

作成되었다。

183。 標準生命表의 條理있는 体系와 그 使用에 對한 몇가지 生覺을 이編 A에서 述敍하고 있다。 B는 이같은 生命表의 体係에 비춰 여러가지 狀態下에 또 各樣各色인 統計情數를 가지고 適切한 生残比를 어떻게하면 쉽게 얻을것인가를 論述하고 있으며, C에서는 実際上의 人口統計에 生残比의 適用을 例示하여 未來死亡이 變하는 体係的인 仮定으로 본 變分(Variation)을 考察하고 있다。

第1章 하나의 体系로 본 標準生命表

184。 各 標準生命表는 年令特殊死亡函數 或은 生残函數를 어떤 一般死亡레벨에 該當하도록 考察되

고있다。 이같은 目的으로 一般死亡레벨은 兩性 共히 出生時의 平均餘命, 即 e_0로 表示되도록 하고 있다。 實際로 어떤 경우에는 年令集團에 따라 死亡率을 結合 (*Combination*) 한것은 同一한 一般死亡水準에 對한 代表値로서 取한 結果과는 多少 差異를 낳고 있다。 그래서 한가지 生命表以上을 參酌하는 것이 必要하며 따라서 어떤 경우 諸率을 結合推定함에 있어서는 두개의 生命表中에 補間하는 것이 必要할 것이다。

185。 여기에는 一般化의 傾向이 있는데 그것은 死亡이 5年期間中 어떤 標準生命表의 한狀態에서 다음으로 갈에따라 減少한다는 것이다。

이 一般化의 傾向은 더욱 自在로운 補間을 必要로

하나 死亡이 特別한 方向으로 恒時 減少한다고 斷言할수는 없다. 死亡은 年令集團이 다름에 따라 더욱 徐徐히 減少하거나 或은 더 急作스럽게 減少할수 있을 것이다. 標準生命表는 今日 世界에서 發見된 더욱 典型的인 狀態下를 仮定하고 있는것이며 必要에 따라서 이 仮定을 修正할수도 있는것이다. 未來의 死亡趨勢를 推定하는데 이 生命表가 使用되는 경우와는 달리 이 標準仮定은 몇個의 生命表가 서로 紐帶를 맺어 하나의 條理있는 結果가 되게하는 連鎖로서 役割할 것이다.

第 1 節　平均餘命（過去의記錄에서）

186. 死亡率의 實質的減少는 現代의 刮目할만한 現象의 하나이다 過去에 이룩한 이같은 記錄은 未來를 考察하는데 關聯되는데 最密한 評價를 容認하는것은 아니다 아주 長期에 걸친 死亡統計가 適切할지라도 世界人口의 絶對多數를 代表하기에는 무엇인가 未洽한것이있다 아주 正確한 統計가 實在하는 地域에 있어서 死亡이 変動하는 大体的인 方向을 얻기 위하여 여러나라는 UN年鑑으로 發刊되는 公的生命表（the official life table）使用해왔다 初期와 最近에 걸친 生命表가 再錄된 地域은 다음과 같은 地域群을 形成하고 있다

1. 歐洲人海外居留英語使用国家……南亜聯邦의

歐洲人、캐나다、美國、濠洲、뉴질랜드、

II、北歐및 西北歐……丁抹、芬蘭、아이스랜드、놀웨이 瑞典、英國、北部아이랜드및 스코드랜드

III、西歐및 中歐……墺地利、白義耳、佛蘭西、獨逸、네델란드、

IV、南歐및 東歐……불가리아、希臘、利太利、폴투갈、스페인、蘇聯、

V、라틴아메리카……부라질、聯邦、멕시코、자마이카、아르헨티나、칠리、英領 기아나

VI、亜細亜……印度、日本、실론、사이푸러스、

187 이들 地域에 대하여 近世의 두개의 生命表가 選択되었는데、即 實質的인 國境의 変更으로 影響을 받었던 地域을 除外하고 初期와 最近의 生

命表를 選択했다 平均日字와 出生時의 平均余命은 各 그룹 內에서 最近과 最初의 生命表에 表示된 數字를 平均한 것이며 結果는 아래와 같다

國家群	初期生命表		最近生命表		°C。의 平均年增加
	平均日字	平均°C。	平均日字	平均°C。	
I	1912	57	1949	68	0.30
II	1909	53	1946	66	0.35
III	1907	50	1946	65	0.39
IV	1910	41	1934	51	0.42
V	1917	38	1946	50	0.41
VI	1914	40	1950	55	0.42

188 留意할것은 平均余命이 始初에 大端히 差.은 地域인 두개의 國家群을 例外하고는 平均余命의

年當平均增加는 0.4年에 多少 固定되었다 두個의 代表値로서 妥當性을 가진 結論을 내리기에는 너무 資料가 貧弱하나 平均余命이 一定率로 上昇하고 있다는 点에 우리의 関心을 끈다 過去의 死亡趨勢에 대한 注意깊은 研究를 한 結果 同一한 結論에 到達했다 더욱이 平均余命의 增加는 今世紀前半에 급작스런 上昇을 示顯하였다 그러나 近來死亡이 加速的으로 減少하고 있다는 点에 관해서는 充分한 論據가 없다 將來人口에 對한 推定은 어떤 特別한 경우에 未來의 死亡이 減少하리라는 考慮를 하므로 過去의 貧弱한 實績에 依存하는 道理밖에 없다

第 2 節 未來死亡減少의 標準假定

189 過去 死亡은 大体로 死亡이 높던 地域에

서도 徐々히 減少하였다 世界諸地域에서 經驗한바에 依하면 벌서 그렇지는 않다 死亡을 높은 水準에서 急激히 減少시키는것은 貧困에 허덕이는 地域에서도 可能하다 그런故로 未來의 死亡減少는 死亡水準이 높거나 어느程度 높았던 地域이 今世紀前半中에 死亡狀態가 保合되었던 地域보다 더 急激하게 減少시킬 수있다고 假定하는것은 理由가있다

190 死亡이 이미 낮은 地域에 있어서도 死亡減少를 期待할수 있다는것인데 疾病의 豫防과 治療에 대한 現代의 知識과 方法이 死亡이 이미 낮은 地域에 있어서 極限을 究明하지 못하고 있긴하나 새로운 發見이 不斷進陟되고 있는것은 事實이다 그러나 平均余命에있어 將次얻을 增加分은 過去처럼 그렇게 크지는 못할것이다 死亡이

이미 낮은 水準을 維持하고있는 地域에있어 50才의 死亡이란 그리 많지 않은 故로 万若 이 死亡을 完全히 除去한다해도 平均余命의 增加分은 微微한 것이다 老年의 死亡減少에는 몇가지 見解가 있는데 이 年令層의 死亡이 높은 水準을 가지고 있지만는 가까운 將來에 그렇게 急激스런 減少는 그다지 期待할수없을것이다

/9/ 가장 典型的인 狀態下에서 可能한 未來死亡変動에 대한 單純한 假定을 세울수 있다면 出生時의 平均余命이 지금까지 緩慢한 速度以上으로 上昇해서 一定한 水準에 達하리라는 觀測을 세울수 있는데 이 不是 假定과 狀況이 附合하는데서만 可能한 것이다 그르므로 여러가지 諸要因이 計慮되

어야만 한다

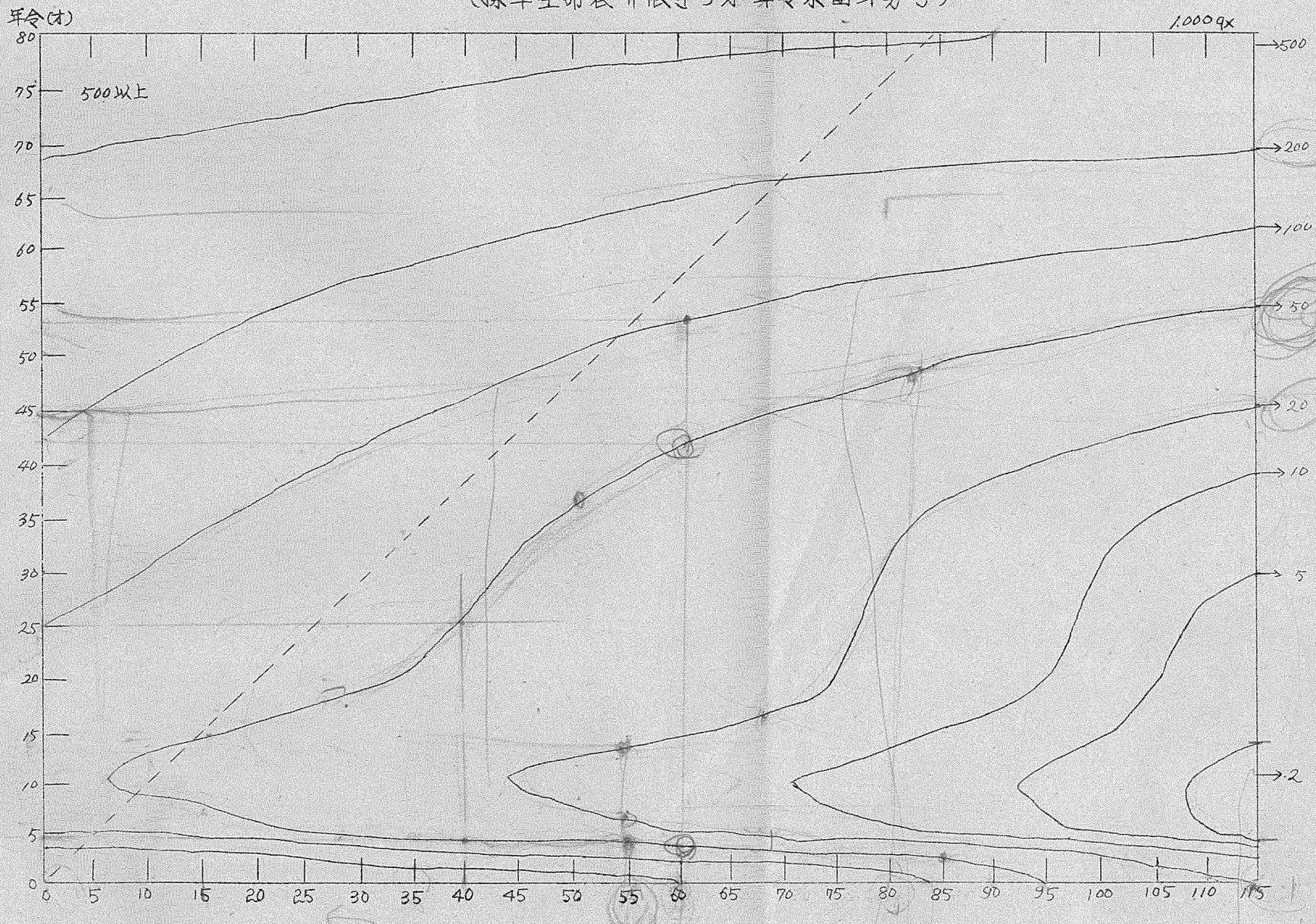
192. 平均余命이 55年以下인 地域에 있어서 標準生命表는 年0.5의 增加가 있는것으로 假定하고 있으며 이 地域의 e_0이 65年이 되기까지는 微微한 程度로 增加되고 平均余命이 70年以上이 될때는 踏步하는 傾向을 나타낸다. 附錄의 標準生命表는 이런 假定을 配列한 것이며 이런 假定을 統一하여 5年期間으로 表示된 水準에서 다음 水準으로 옮겨 가리라는 一定한 間隔을 取하게했다

193. 24個의 標準生命表가 있으므로 5年을 間隔으로한 標準生命表는 總115年의 幅을 갖는데 이 幅을 通하여 死亡은 가장 높은 水準에서 낮은

水準까지 減少한다 어떤 경우死亡이 長期間에 걸쳐 그렇게 一定한 形態로 減少하리라고 假定된것은 아니다 그러나 短期에 있어서는 死亡의 趨勢가 이 같은 假定을 밟고 있다는 것이다

1圖　生命表死亡率(1,000qx)의外形圖

(標準生命表에 依한 5才年令集團의男子)



第3節 標準死亡의 外形

197. 立体模型은 時間이 進前됨에 따라 年令別로 特殊한 死亡変動을 圖表로 表示하는데 三面은 年令. 時間. 特殊率의 点으로 構成되고 있다

이 模型을 圓木으로 하여 絶断하면 死亡은 높이로 時間은 길이로 年令은 幅으로 表示되며 上部의 表面은 死亡率인 높이가 時間과 年令에 따라 다른것처럼 아주 不均等하다

이같은 "死亡表面"의 様相은 地図 모양으로 時間과 年令의 平面国表上의 等高線 即 死亡率이 一致하는 点을 連結하는 線으로 그릴수 있다

生命表의 標準体制에 맞는 男子 5才 年令集団에 대한 生命表 死亡率 (1,000 q_x)의 時間変数

는 図表 1에 나타나 있다. 平面上의 軸은 時間을 垂直軸은 年令을 나타내며 曲線은 死亡率의 指示水準을 連結하는데 이 水準은 各線上에 表記된 数에 따라 死亡率의 水準을 나타내는 것이다

이 曲線은 左로 부터 右로 横断하고 있으므로 相對的으로 높은 死亡을 가진 年令의 넓이가 時間이 經過함에 따라 如何히 좁혀지는가를 알수있고 또 낮은 死亡을 가진 年令의 넓이가 어떻게 넓어지는가를 알수있다

195. 다시 立體나무 模型에 돌아가서 이 図表로 表示되는 表面等高線中 時軸와 平行하는 세로는 어떤 年令特殊死亡率의 期間中 趨勢를 表示한다. 反對로 가로는 어떤 순간에 일어날 年令特殊死亡率

에 대한 曲線을 나타낸것이다.

196. 特히 興味를 느끼게 하는것은 点線으로 表示된것과 같이 模型을 対角으로 끊은 것인데 그같이 45度로 끊은 것은 年令이 時間과 同一率로 進前되는 線을 形成한다.

그런故로 이 線은 生存의 幅에 따라 同時에 出生한 者의 一団 (cohort) 에 対한 死亡의 経驗을 表示하는 것이다.

例를 들면 点線을 따라 끊은것은 0年에 出生한 者는 85年에가서 85才가 된다는 経驗을 나타낼 것이다.

一般死亡状態가 改善되리라고 仮定하는 反面에 그 集団은 나이를 먹기때문에 어떤 年令에서 얻은

死之經驗은 이 一団이 出生하던때 그 年令에 生存하던 者들에게 該当하던 率과는 다를것이다.

人口推計上 우리의 関心거리는 이 같은 形態의 死之經驗이란 同一年代에 관련된 것이라는 것이다.

第4節 特殊生命表函数와 一般死亡水準과의 関係

197. 標準生命表에 있어서 一般死亡 水準은 男女 共히 出生時의 平均余命 e_0에 따라 決定된다.

더욱이 水準의 決定은 e_0에 따라 決定되는데 이것은 死亡이 現実的으로 減少하고 있다는 典型的인 仮定과 一致시킴에 있는것이다.

그래서 이 一般死亡水準은 이 時級 (time-load)의 年數에 依하여 創案된 것인데 이 時級은 0ℓ0이 20 인데서는 0에서 始作하여 0ℓ0이 73.9인 곳에서 115로 끝나고있다.

198. 相異한 年令集団에 대한 死亡率間의 関我은 어느 경우에 代表的인 해턴을 따른다면 即 標準生命表中의 어느 하나의 해턴을 따른다면 一般死亡水準은 年令特殊死亡率의 어느하나가 決定됨에 따라 決定될수 있다.

例로서 어떤 나라의 20-24才의 男子에 대한 年令特殊死亡率 (1000m x)가 10.21이라면 附錄 1表의 該当欄에서 찾아 보면 死亡水準이 35이고 0ℓ0은 37.5年이다

이런 特殊한 年令特殊率은 出生時의 平均余命이 37.5年이라는 것을 말하는 것이다

199 実際 適用함에 있어서 어떤 나라의 모든 年令特殊率이 이 같은 方法을 쫓는다면 例를들면 青年層의 年令特殊率은 대체로 하나의 死亡水準을 따르는데 老年層의 年令特殊死亡率은 다른 死亡水準에 아주 가까운 경우도 있을 것이다

어떤 나라의 年令特殊函数는 두가지 死亡水準에 대한 標準表를 參酌하여 推定될수도 있다

200 一般死亡의 두水準間의 값은 역시 補間될 수있다 20-24才의 男子에 対한 年令特殊死亡率이 1000当 約100이라 하나 正確한 10.00의 값은 一般水準 35에 対한 10.21과 40水準에

対한 9.32 間의 差 21/89이므로 目一한 補挿法을 使用하면 0.0가 3559年인 36.18의 水準에 該当하게 된다.

그러나 그같은 補挿法도 正当한 것이 되지못하므로 36이 積分式의 가장 가까운 数이다.

2.01. 이 方法은 10表 룩셈부르그의 男子人口에 대하여 算出된 年令特殊死亡率 (1000m_x)을 가지고 11表에서 例証하고 있다.

이 例에서는 一般死亡水準과의 若干의 変動은 特殊率이 計算된 小数의 死亡者에 基因된다고 大体로 說明할수 있으나 그러나 平均状態와 対照해 볼때注意할것은 그 期間中의 룩셈부르그의 男子死亡은 若年層에서 比較的 낮은 水準을 維持하고 있다는 것으로

봐서 老年層에서는 너무 높다는 듯이다

2.0.2. 이것은 세가지 目的에 有益하다 첫째 統計의 正確性을 点檢하는 表로서 쓰인다 万若 特殊히 觀察된 率인 一般死亡 "水準" 이 한 年令集団에서 다음年令集団으로 아주 急激한 変動을 가져온다면 이것은 資料가 正確하지 못하다는 理由가 될 것이다

例를들면 어떤 実際 人口에 있어서 20-24才의 男子가 25-29才의 男子 보다 一般死亡率이 높을수 없다는 것이다

2.0.3 두째로 死亡狀態의 特性은 年令集団이 지남에 따라 一般的인 傾向으로 나타난다 그래서 14表의 例에서 보면 老年層의 死亡은 0.0.이

50-60年인데서 該当하고 青年層은 e_0이 거의 66年으로 特徵되고있다

여기서 보아온 狀態란 사실 平均型과는 틀린다

204. 네째로 이 方法은 別다른 計算을 하지않고서는 人口推計에 必要한 該当 生残比를 推定할수 있다는 것이다

205. 그러나 한가지 注意할 点은 이 方法은 m_x、q_x、p_x와 같은 生命表의 比例函数를 取扱함에 所重한 것이다

l_x나 L_x와 같은 累加生命表函数가 標準生命表에 表示된 水準에서 推定된다면 目一한 補間法이 可能한 것이다

14表 年令特殊死亡率을 一般死亡

(흑산부근 男子

年令	1,000mx	附錄 1表 址의 敍	
		水準	1,000mx
0	71.1	80	90.18
1 - 4	3.1	95	3.67
5 - 9	1.4	90	1.45
10 - 14	1.1	85	1.30
15 - 19	1.6	90	1.81
20 - 24	2.4	90	2.52
25 - 29	2.5	90	2.59
30 - 34	3.2	85	3.33
35 - 39	4.0	80	4.50
40 - 44	5.7	80	5.79
45 - 49	9.6	70	9.97
50 - 54	11.3	80	11.78
55 - 59	18.6	70	20.00
60 - 64	27.5	75	27.69
65 - 69	42.5	70	44.32
70 - 74	65.2	70	68.14
75 - 79	103.4	65	107.64
80 - 84	173.4	55	175.67
85 +	260.9	65	264.90

水準에로의轉換

(1946-1949)

에서의	砥	補	該
뒤의	砥	補	該
水準	1,000mx	水準	02。
85	10.10	85	63
100	2.45	97	69
95	1.15	91	66
90	1.09	90	66
95	1.49	93	67
95	2.02	91	66
95	2.08	91	66
90	2.79	86	64
85	3.88	84	63
85	5.07	81	61
75	9.07	72	56
85	10.81	82	62
75	18.53	75	58
80	26.05	76	58
75	42.02	74	57
75	65.01	75	58
70	103.28	70	55
60	169.30	57	49
70	259.83	69	54

第5節 一般死亡 水準에서 P_x 값의 推定

206. 標準生命表를 使用하므로 얻을 가장 利点의 하나는 P_x 값을 얻기위한 計算過程 (第II編에서 論述한)을 거치지 않고도 可能하다는 것이다.

m_x 或은 q_x 中의 어느한 特殊値에 該当하는 一般死亡水準이 한번 얻어 진다면 (앞의 例와 같이) P_x에 該当하는 값은 附錄 第V編에서 이 "水準"에 一致하는 表을 찾아 내거나 或은 補間할수도있다.

207. 그러나 한가지 더 考慮되어야할 事実은

生残比 (p_x) 가 両年令集団의 死亡状態에 관계가 있는 한편 死亡率 (m_x 或은 q_x) 은 단지 単一年令集団에 관계하고 있다는 事実이다. 理論的으로 봐서 同一人口에 対한 m_x 값이나 q_x 값은 同一한 死亡水準을 나타낼 것이다. 反面에 年令特殊生残比 (p_x) 에 該当하는 水準은 m_x (或은 q_x) 에 따라 어떤 年令集団에 對한 死亡水準과 다음 높은 年令集団의 死亡水準과의 中間에 存在할 것이다.

2.0.8. 이것은 前編의 方法으로 計算되었던 p_x 값을 가지고 15表에 例示되고 있다 (参照 11表) 이 값의 水準은 14表에서 처럼 補間하여 附録 V表에서 가장 가까운 값 間

에 存在한다.

그래서 計算된 p_x 敍의 水準은 실로 兩年令集團內의 m_x 敍의 水準 間의 中間에 存在한다.

더욱이 p_x 가 指示하는 水準의 順列은 年令集団이 지남에 따라 m_x 에따른 水準의 順列 보다는 스무스하다 大略 m_x 에 依한 兩次의 年令集団의 水準을 平均하면 直接 同一한 結果가 얻어진다 万若 m_x 가 適切히 平均된다면 p_x 敍을 別途로 計算할 必要는 없다

209. p_x 의 敍을 求하기 위하여는 어느 하나인 m_x (或은 p_x) 만이 必要하다

이들 m_x 나 q_x 의 水準은 附錄 I 或은 II表를 參酌하여 찾게된다.

平均水準을 使用할 경우에는 P_x 값은 附錄V表에서 찾게된다.

2.10. 理論的인 問題는 正確한 平均法에 관한 것이다.

万若 計算이 아주 精密하고 正確性을 얻으려면 單純平均은 不竟의 差跌을 가져올 것이다.

그렇게 않고 数学的인 精度를 높이는것 보다 單純化가 더 重要하다면 M_x나 q_x에 따른 두個의 隣接年令集団에 対한 特殊水準을 算術平均하여 使用하는것이 P_{5-9}에서 P_{70-74}까지의 P_x水準에 対한 適切한 값이 되리라고 생각할수있다.

4個의 極端的인 生残比 中의 3個, 即 P_b (出生者中서 5年間生存한 者) P_{0-4}, P_{75-79}

P_{80+} 는 m_x (或은 q_x)의 年令集団과 一致하지 않는 年令集団에 관계한다.

이 年令集団에 対해서는 平均方法이 어느程度 다르지 않으면 안된다.

提示된 方法은 다음과 같다. (a) P_b 와 P_{0-4} 는 m_0 m_{1-4}. m_{5-9} 의 水準을 平均한것이라 仮定하며 (b) P_{75-79} 와 P_{80+} 는 m_{75-79} m_{80-84} m_{85+} 의 水準을 平均한 것이라 仮定한다.

15表 두가지方法에 依한一般死亡水準의 比較

(북쎔부르크 男子生残比에서 1946-1949)

年令	既算된 P_x 表에서		m_x 表에서	
	P_x	当該水準	m_x로본水準	平均
	(P_b=0.9354)	(88)		(91)
0 ----------	0.9862	94	85	91
0- 4 -----			97	
5- 9 ------	0.9937	90	91	90.5
10-14 ------	0.9933	92	90	91.5
15-19 ------	0.9901	92	93	92
20-24 ------	0.9879	91	91	91
25-29 ------	0.9859	89	91	88.5
30-34 ------	0.9829	85	86	85
35-39 ------	0.9761	82	84	82.5
40-44 ------	0.9626	76	81	76.5
45-49 ------	0.9490	77	72	77
50-54 ------	0.9284	78	82	78.5
55-59 ------	0.8918	75	75	75.5
60-64 ------	0.8412	74	76	75
65-69 ------	0.7676	74	74	74.5
70-74 ------	0.6649	72	75	72.5
75-79 ------	0.5224	66	70	65
80-84 ------	0.3075	67	57	65
85+ -------			69	

第6節 生殘比에 對한 未來趨勢의 仮定

211. 未來의 死亡이 減少한다는 仮定은 標準生命表의 順列에 內在하고 있는데 5個年의 年末에 가서 標準生命表의 한 水準에서 다음 水準으로 生殘比가 지남에 따라 死亡이 減少한다고 仮定한 것이다.

이같은 仮定은 따라서 모든 年令集団에 관하여 各 5年區間의 死亡水準数에 5가 追加되는 것이라 看做할수 있다.

212. 15表에서 DX의 一般水準을 年令集団別 룩셈부르그 男子에 대하여 1946~1949年間에 作成되었다.

萬若 死亡이 標準仮定에 따라 그 期間 以後減少하

리라고 仮定한다면 未來의 進前은 16表에 나타나고 있다.

死亡水準이 모든 5年期間中에 5年씩 增加되었다면 當該 Px값은 附錄 V表에서 推進할수 있다는 事実. 이런 推定을 함에 있어서 死亡水準이 5의 倍이기 때문에 상당히 짧다고 생각된다.

그래서 어느程度 正確한 限 補間할 必要가 있다.

16表 死亡減少仮定에 依한 未來生残比

(북셈부르그男子)

年令	1946~49 水準	1951~54		1956~59		1961~64	
		水準	PX	水準	PX	水準	PX
(Pb)	(91)	(96)	(0.9600)	(101)	(0.9691)	(106)	(0.9753)
0~4	91	96	0.9875	101	0.9914	106	0.9940
5~9	90.5	95.5	0.9950	100.5	0.9964	105.5	0.9975
10~14	91.5	96.5	0.9945	101.5	0.9959	106.5	0.9971
15~19	92	97	0.9923	102	0.9942	106	0.9958
20~24	91	96	0.9903	101	0.9928	106	0.9947
25~29	88.5	93.5	0.9884	98.5	0.9908	103.5	0.9929
30~34	85	90	0.9848	95	0.9874	100	0.9897
35~39	82.5	87.5	0.9794	92.5	0.9822	97.5	0.9848
40~49	76.5	81.5	0.9669	86.5	0.9706	91.5	0.9737
45~49	77	82	0.9533	87	0.9573	92	0.9600
50~54	78.5	83.5	0.9341	88.5	0.9387	93.5	0.9429
55~59	75.5	80.5	0.8991	85.5	0.9049	90.5	0.9103
60~64	75	80	0.8502	86	0.8573	90	0.8639
65~69	74.5	79.5	0.7784	84.5	0.7872	89.5	0.7955
70~74	72.5	77.5	0.6762	82.5	0.6866	87.5	0.6965
75~79	65	70	0.5326	75	0.5449	80	0.5566
80+	65	70	0.3186	75	0.3272	80	0.3325

213. 未來의 趨勢가 다른 過程을 따르리라고 생각할만한 理由가 있는 경우에는 경우에 따라 이 標準仮定을 固守할 必要없이 몇가지 다른方法을 取할수있다.

標準仮定을 修正할수 있는것 中에는 다음같은 것이 考慮될수 있다.

a) 死는減少가 急激하거나 緩慢하리라는 仮定.

死이 典型的인 狀態下에 생각하는 것보다 더 急激하게 減少하거나 或은 보다 以下로 減少하리라고 믿을만한 理由가 있다면 生殘比를 推定한 死亡水準은 各順次期間中 5以上 或은 以下로 增加할 것이다.

214. 욱셈부르그의 例에서 한가지 可能한 仮定

은 1946 ~ 1949年間의 死亡은 어느程度 非正常的인 戰後의 狀態때문에 影響을 받었다는 것이다.

아주 顯著한 增加가 1946 ~ 1949年 다음의 第一次 5年期間에 期待되며 以後 死亡의 減少는 標準板定의 代表的인 形態로 複歸한 것이다.

(b) 標準化 死亡의 仮定 여러 年令集団의 Px에 屬하는 水準에서 얻은 差異는 非正常的인 狀態가 어떤年令集団에 逆効果를 미친 結果일 것이다. 이경우 効果를받은 年令集団의 死亡은 다른 年令集団의 死亡 보다 더 急激한 減少를 할것이라고 仮定할수 있으며 然後 다시 特殊한 死亡狀態에 대한 未來패턴은 標準生命表의 패턴과 아주 一致하게될

것이다.

215. 1946~1949年의 북셈부르그의 例에서 非正常的인 狀態가 그 期間中에 있었던 老人들의 健康에 害를 끼쳤다고 仮定할수 있다.

그래서 高令의 死亡率은 同一水準에 당기까지 青年層의 死亡率보다 顯著히 減少하리라고 仮定할수 있다.

(C) 各群의 死亡經驗上의 差異에 대한仮定 어떤 狀態下에서는 한 年令集団의 死亡은 全人口에 影響을 주는 現在의 狀態 以上으로 過去의 經驗에 依하여 強力한 影響을 받을수도 있다.

例를들면, 少年期나 戰時中에 健康의 危脅을 받은 一群은 그 結果로서 晩年에 있어서 다른群보다 더

死亡의 危險을 받을 것이다.

死亡의 原因을 알고 다른 年令集団과의 差異를 안다는것은 特殊한 경우에 있어 이같은 可能性을 評價함에 緊要한것이다.

萬若 어떤 群이 이같은 影響을 받았다고할것 같으면 어떤死亡水準에서 다음水準으로 옮김에 있어서 이 仮定은 이 群이 成長하였을 때도 適用시킬수 있다.

216. 이 方法은 록셈부르그 男子의 死亡推定을 參照하여 17表에서 例示되고 있다

이 例示의 目的하는 바는 1946 ~ 1949의 老令層의 死亡이 相對的으로 높은것은 그들 生涯의 初期에 있어서 그들의 健康을 害칠 만한 特殊한

理由가 있었다는 것을 仮定하고 있는 것이다.

그 年代의 사람이 近來에 이르기까지 그들의 健康이 障碍를 받지않았던것과 같이 된다면 이年令의 死亡率은 標準仮定以上으로 急激히 減少한 것일것이다. 出発日字 (Initial) 에 아직 出生치 않했던 若年群 (The youngest Cohorts) 에 対하여도 死亡은 標準仮定과 一致된다고 仮定한다.

17表 群別 死亡 減少仮定에 依한 5年生殘比

(高知県立 男子)

年令	1946~49	1951~54		1956~59		1961~64	
	水準	水準	PX	水準	PX	水準	PX
(Pb)	(91)	(96)	(0.9600)	(101)	(0.9691)	(106)	(0.9753)
0~4	91	96	0.9875	101	0.9914	106	0.9940
5~9	90.5	96	0.9952	101	0.9965	106	0.9976
10~14	91.5	95.5	0.9942	101	0.9958	106	0.9970
15~19	92	96.5	0.9920	100.5	0.9937	106	0.9955
20~24	91	97	0.9908	101.5	0.9930	105.5	0.9945
25~29	88.5	96	0.9896	102	0.9924	106.5	0.9939
30~34	85	93.5	0.9866	101	0.9901	107	0.9922
35~39	82.5	90	0.9808	98.5	0.9852	106	0.9884
40~44	76.5	87.5	0.9721	95	0.9759	103.5	0.9804
45~49	77	81.5	0.9529	92.5	0.9614	100	0.9664
50~54	78.5	82.	0.9326	86.5	0.9369	97.5	0.9461
55~59	75.5	83.5	0.9026	87.	0.9066	91.5	0.9113
60~64	75	80.5	0.8509	88.5	0.8618	92	0.8664
65~69	74.5	80.	0.7794	85.5	0.7889	93.5	0.8018
70~74	72.5	79.5	0.6805	85	0.6917	90.5	0.7021
75~79	65	77.5	0.5508	84.5	0.5564	90	0.5779
(80+)	65	70	0.3186	82.5	(0.3388)	89.5	(0.3486)

第2章 相異한狀態下의生殘比의假定

217. 다음에 敍述한 方法, 即 標準生命表의 死亡 "水準"에 따라 生殘比를 推定한 것은 年令特殊死亡率이나 或은 生命表의 몇가지 要素에 대한 適切한 統計가 있는지 없는지 간에 適用시킬수 있다. 그러나 推定의 問題는 統計細目이 全部얻을수 없거나 統計가 不完全하거나 不正確한 경우에 惹起되며 이 結果는 統計가 完全하고 細密하며 正確한 경우와 同一한 程度의 正確性을 얻기 힘든다.

그럼에도 不拘하고 옳바른 判斷에 선다면 適合한 未來의 人口를 推定할수있다

第1節 性및年令別 人口와 死亡資料를 使用한 推定

218. 不確実한 年令에 依해서 影響을 받는 特殊死亡率을 利用하는 方法의 例로서 18表에 例示되고 있으며 年令 및 性別人口統計는 1944年의 埃及「센사스」와 性 및 年令別 埃及統計를 採했다.

이들 数字는 한 年令集団과 다음年令集団과는 상당한 変動이 있는데 이렇게 보면 不確実한 年令陳述에 基因됨이 明白하다.

特殊死亡率을 一般死亡'水準'과 比較하면 역시 顕著하게 変動하였다고 생각된다.

그 結果를 P_x 政(生残比)을 求한 平均方法의 結果인 答으로서 部分的으로 스무스 한다할지라도 역

시 不規則하다. 이것으로 埃及의 死亡은 어느한 標準패턴에 따를수 있다고 생각되지않는다 그래서 資料가 正確하였다면 標準패턴과의 偏差가 年令集団과의 差를 크게 하거나 不規則하지는 않을 것이라고 생각할수 있다.

219. 다른 年令集団에 대한 PX값이 関聯된 一連의 "水準"을 訂正 하자면 人口나 死亡者의 年令이 그릇 陳述하였던 習性이나 어떤 特殊年令에 있어서 調査와 死亡申告의 完全性 加否에 대한 情報가 要求된다 이런 知識이 없다면 누구나 乳児의 過少調査나 乳児死亡의 過少申告라고 생각할수 있었다 乳児의 死亡率은 勿論. 小児의 死亡率도 이같은 欠陷이 큼에 따라 아주 높거나 낮을수도 있을것이

다. 그와 더불어 「센사스」나 死亡申告에 있어서 老人은 年令을 誇張하는 傾向이 있다고 豫測할수 있다. 萬若 高令의 過大申告가 「센사스」에서 보다 死亡統計에 있어서 더 크므로 老人에 對한 公的 死亡率 (The Recorded Death Rates)은 誇張된 傾向이 있다.

사실 85才以上에 대하여 疑心스러울 程度로 死亡率이 높게 記錄되고 있다.

그래서 死亡時의 年令이 過大陳述되는 경우가 많다면 死亡은 젊은 年令 即 50~75年間에서 申告된 死亡은 너무나 적게된다.

同一年令에 대한 男, 女의 死亡水準이 큰 差異를 示顯한다면 同一한 理由가 適用될 수

있을 것이다.

女子의 死亡申告는 아마 男子보다 不完全

할것이다.

18表、年令特殊 死亡率에서 生残比水準의 推定

(에칼브 統計, 1947)

年令	男子				女子			
		死亡水準				死亡水準		
	1,000mx	mx	px 算定	px 修正	1,000mx	mx	px 算定	px 修正
0~	219.2	43	34	35	197.3	41	38	40
1~4	52.3	14	34	35	47.2	19	38	45
5~9	5.9	45	40	40	4.7	54	54	50
10~14	5.0	35	43	40	3.5	54	61	55
15~19	5.2	51	52.5	45	3.5	68	70.5	55
20~24	7.1	54	50.5	45	4.1	73	69.5	55
25~29	8.6	47	43.5	45	5.5	66	59.5	55
30~34	10.8	40	40	45	8.2	53	54.5	55
35~39	12.4	40	41.5	45	8.1	56	54	55
40~44	14.2	43	47	45	9.9	52	59	60
45~49	15.2	51	50.5	50	8.7	66	64	60
50~54	20.3	50	57	50	12.7	62	74.5	60
55~59	22.1	64	66	50	11.0	87	86	60
60~64	30.3	68	63.5	50	18.0	85	82	60
65~69	50.2	59	62.5	50	31.5	79	85.5	60
70~74	70.7	66	63.5	50	45.7	92	77	60
75~79	134.2	41	45	50	100.2	62	66	60
80~84	183.6	49	45	50	141.7	70	66	60
85+	864.8				723.0			

220. 비록 이같은 推論이 아주 明快한 結論을 주지 않는다해도 計算된 死亡水準을 좀더 信賴性을 갖이도록 修正함에 若干의 도움이될 것이다.

이 水準이 少年期에서 成年期로 옮기는 얼마간의 指針이 되리라고 생각된다.

換言하면 하나의 漠然한 생각이 얻어지는데 그것은 人生의 末期에 死亡水準이 比較的 낮다는 点에서 보면 坡及의 兒童死亡은 너무 높다는 것이다. Px의 값을 推定하기 위하여 "修正된" 水準의 級数가 너무나 恣意的이어서 正確하다고 主張하지 못하나 그 水準이 明白히 不正確한 基礎資料 以上으로 利用될수 있다는 것이다. 이것은 人口推計를 爲하여 滿足스러울 것이다. 어느 程度 不正確한 統

計에서 算出된 '水準'의 級数上의 不規則性은 지금의 例에서 처럼 그렇게 크지않은 경우가 많다. 이 級数는 平均移動法이나 單純公式을 써서 스무스하게할수있다.

221. 死亡水準의 級数가 몇개의 年令集団을 除外하고 스무스한 資料가 있어서 直接 얻어진 경우에는 若干 다른 問題가 惹起한다.

타이랜드의 統計가 이 경우에 適切하다. 타이랜드에 있어서 乳児死亡率은 1000當 79.8 이라고 1947年에 나타났다. 이 率은 青年層의 死亡率과 比較할때 비록 後者가 그 自体內에 明確한 矛盾을 나타내지 않는다 하여도, 사실 너무 낮게된것이다. 19表의 計算에 나타난 바와같이 10~55才

의 死亡水準은 代表的인 패턴과 아주잘一致한다.

이 年令에 있어서는 移動平均을 써서 若干의 스무스함을 除하고는 修正할 必要가 거의 없다.

그러나 小兒나 그 以後의 年令에 대한 死亡率은 너무 낮다. 이 率은 一般的으로 觀察된 패턴과 一致한다고 거의 생각할수 없다.

한가지 가능한 說明을 한다면, 死亡申告는 거의 모든 年令에있어 아주 正確한데 乳兒나 小兒, 老人에 대해 不完全하다는 것이다.

이와같은 仮說은 後者의 年令 集団에 대하여 와 兒上 一致하는 死亡水準으로 代置하는데 쓰여졌고, 한편 10~55才 年令에 대하여 計算된

었던 死亡 承諾을 받아드려야 하는것이다.

이 仮說은 그나라에 있어 死亡申告의 変動에 관한 特別한 知識이 없을때 採用되는데 어느程度 矛盾없는 結果가 된다。

19表 年令 特殊死亡率에서 生残比水準의 推定

(斗의 센스 統計, 1947)

年令	男子				女子			
		死亡水準				死亡水準		
	1,000$_1q_x$	m_x	p_x 算定	p_x 代置	1,000$_1q_x$	m_x	p_x 算定	p_x 代置
0~	57.1	88	60	45	50.4	87	62	45
1~4	18.1	57			16.2	60		
5~9	7.7	34	35	45	7.1	39	43	45
10~14	4.8	36	42.5	45	4.2	47	52.5	50
15~19	5.4	49	48.5	46	4.7	58	56.5	55
20~24	7.3	48	45.5	45	6.8	55	51	50
25~29	9.3	43	43	45	9.0	47	47	45
30~34	10.1	43	40.5	40	9.7	47	45.5	45
35~39	13.1	38	39	40	11.2	44	43.5	45
40~44	15.0	40	41	40	12.6	43	43	45
45~49	18.8	42	42.5	40	13.3	43	46.5	45
50~54	23.4	43	47.5	45	16.2	50	51	50
55~59	26.9	52	53.5	45	21.0	52	55	50
60~64	36.1	55	58.5	45	27.7	58	61.5	50
65~69	48.6	62	61.5	45	38.3	65	66	50
70~74	74.4	61	—	45	59.8	67	—	50
75~79	123.1	—	—	45	106.3	—	—	50
80+				45				50

222. 以上 두가지 例가 그릇된 資料로 여러 年令集団의 死亡水準을 推定하려할때 惹起되는 難点을 完全히 究明하지 못한다.

그 國家의 統計方法과 資料에 屬하는 誤差의 種類에 대하여 精通함이 実際的인 修正을 하는데 아주 重要한 것이다. 그러나 그같은 知識이 아주 制限된 경우라도 그럴듯한 修正이 加해지면 修正이 加해지지않는것 보다는 더 実際에 接近한다고 생각된다.

223. 또 다른 問題가 생기는 경우는 全年令集団에 대하여 一般的으로 不充分하게되어 있을 경우인데 이경우 申告된 死亡의 年令分布는 実際의 모든 年令分布와 거의 同一할 것이며 資料에 依한 死亡水準은 年令集団間에 矛盾이 없을 것이나 이와

準은 너무 낮게된다.

224, 莫大한 死亡数가 申告를 廻避하였다고 믿을만한 理由가 있는 경우, 全年令의 実際總数를 推定하기 위하여 各年令集団内의 比例死亡数를 乘할 系数를 찾아야한다.

어떤나라에서는 死亡申告의 完全度에 관한 研究를 하였다. 全國的으로 完全度를 推定한 것이 없을때는 即 申告가 더 完全하다고 알려진 全國中의 一部地方에 대한 資料와 残餘地方에 對한 資料를 比較하므로 概算이 可能하다.

225. 死亡申告가 "申告設定地域"과 같은 一國의 特定地域에 限定되는 경우, 그나라의 残餘地域의 死亡狀態는 大略 같다고 仮定할 때가 있다.

申告地域에서 算出된 率은 全國에 適用될수 있으나 그러나 종종 申告地域 或은 가장 正確한 申告가 되었다고 推測하는 地域은 比較的 進步된 社會가 択해지는데 이 地域의 死亡率은 一國의 餘他地域에서 보다 아주 낮은 것이다.

그러나 그런데로 適切한 仮定을 할수 있는데, 即一한 死亡水準이 数年後 全國的인 것이 되리라는 것이다. 申告가 거의 正確한 地域에 대하여 算出된 生残比는 어떤 未来日字에 있어서 全体人口에 대한 推定比率로서 使用될수 있다.

226. 死亡中의 比較的 적은 部分만이 申告되는 경우 이人口를 어느 正確한 人口 部分 (Segment) 에 관련 시킨다는 것이 可能할때가 많다.

그같은 경우 年令別 死亡水準을 推定하는 것이 亦是 可能하다. 여기에 덧붙일 必要한 推定方法은 理論的인 人口 模型을 使用하는데 있으나 이것은 어느程度 複雜하다 이 問題는 다음 刊行物에서 論議될것이다.

第2節 細密한 人口統計와 要略된 死亡統計資料에 依한 推定

222 이 경우란 人口의 性, 年令構成에 대한 統計는 쓰일수 있는데 死亡에 대하여는 쓸수가 없는 경우다. 바로 이같은 경우란 單至 死亡 總數가 記錄되었다든가 또는 粗死亡率 或은 다른 死亡率, 例를 들면 出生時의 平均餘命과 같은 것이

推定된 경우이다.

萬若 平均餘命이 알려졌거나 或은 推定된다면 問題는 간단하다. 即 死亡은 $^{\circ}e_{\circ}$과 同一한 標準生命表를 따른다고 假定할수 있다.

더 特殊한 情報가 없다면 이같이 하는것이 可能한 最善의 推定이된다.

228, 各 性, 年令集団의 人口数와 死總数가 주어진 경우, 標準生命表는 試行錯誤法 (Trial and Error)를 써서 찾아낼수 있다.

附錄 第1表의 標準生命表中 어느하나의 年令特殊死亡率 (m_x)은 同一 性, 年令集団의 人口数로 풉해서 그 答을 보낸것이다. 다른 標準生命表로 이 過程을 되풀이하면 주어진 死亡数에 아주 가까

운 数가 나온다.

229. 同一한 方法이 여시 適用되는 境遇란 死亡統計가 아주 幅이 넓은 年令集団別로 되어있을 경우다.

例를들면 英領기니아의 1946年의 死亡統計는 이런 年令集団으로 作成되었는데 (0/~4, 5~14, 15~44, 45~79, 85以上)

그러나 同年에 施行한 「센사스」에서 더욱 細密한 人口의 年令分布를 얻을수있다. 作成된 資料에 依하면 15~44才의 男子中 618名이 死亡한것으로 되어 있다. 「센사스」의 数字와 몇가지 標準生命表의 特殊死亡率을 가지고 計算하면 다음과 같은 結果가 얻어진다.

年令	男子人口	死亡水準 50		死亡水準 55	
		1,000mx	死亡	1,000 mx	死亡
15~19	17,770	5.32	95	4.79	85
20~24	15,658	7.67	120	6.93	109
25~29	12,864	8.04	103	7.22	93
30~34	13,165	8.64	114	7.70	101
35~39	11,080	9.77	108	8.67	96
40~44	10,861	11.96	130	10.66	116
計 15~44	—	—	670	—	600

그래서 15~44才의 男子에 대한 死亡 水準은 55보다 若干 적게되었다. 다른性, 年令集団에 대하여도 이와같은 計算이 可能하다.

第3節 細密한 人口統計만을 使用한 推定

230. 死亡統計資料가 없을 경우 단지 細分된 人口統計로서 死亡水準을 推定할수 있다.

이 경우는 두가지가 있는데

(a) 性및 年令別 人口統計가 單一日字에 대해서만 使用할수 있는 경우

(b) 性및 年令別 人口統計가 적어도 두개 以上의 日字에 대한 資料를 얻을수 있을 경우다.

231. 첫째의 경우는 다시 假說人口에 依한 方法을 使用하는것이 必要하다.

이 問題는 다른 케行物에서 取扱될 것이다. 人口의 年令構造上의 死亡效果가 比較的 가볍기 때문에 이 方法은 信憑性있는 死亡水準을 推定하기에는 充分치

못하다. 그러나 特定한 狀態下에서 이方法은 唯一한 方法이다.

두째의 경우는 두個의 다른 日字에 있어서의 性및 年令別 「센사스」 人口統計를 使用할수 있는 경우로, 死亡水準은 더욱 信憑性 있는 推定을 할수 있다. 例로서 1940年 12月과 1950年 12月의 아이스랜드 의 「센사스」 統計를 取하여 20表에 提示한다.

實際로 아이스랜드의 死亡統計는 쓸만한 価値가 있으나 이 方法을 例証하기 위하여 여기서는 無視한다. 例証함에 있어 어느 期間中 아이스랜드 의 移出入 移民은 無視하고 「센사스」 統計가 全体的으로 正確한 것이라고 仮定한다.

死亡統計가 缺如되고 있는 國家에 대하여 이 方法이 適合할것이며 「센사스」 統計는 大体로 아이스랜의 「센사스」 統計보다 貧이 낮을 것이다.

그러나 어느程度 正確한 「센사스」 資料이기만하면 有益한 結果를 얻는데 充分하다. 아이스랜드의 結果로 나타난바로서는 男個의 경우 少數의 変動이 우연한 影響을 받고 있는데 이같은 複雜性은 一國全体의 人口에 미칠만한 影響力을 가진것이 아니다.

232. 첫 段階로서 5才年令階級에 대한 10年生残比를 얻는것인데 1940年에 10才적었던 同一群에 該當하는 数別로 1950年의 各年令集団을 (男女別로) 나눈다. 이것이 끝나면 Pb 即 1950年에 5~9才와 0~4才의 生存者比率을 얻는것이

必要한데 이것은 1941~1945年과 1946~1950年間의 出生인 것이다. 適切한 死亡統計가 缺如되고 있는 國家에서는 普遍的으로 이 生殘比를 計算하기 위하여 「센사스」 數字에 관련된 出生統計 本是 適切한것이 못되고 있다.

그러나 第V編에서論議할 方法으로 出生數를 推定할 수 있다. 지금의 例에서는 1941~1945年과 1946~1950年에 申告된 出生數 (各己 15,459 名과 18,935 名) 가 採択되어 計算된다.

申告數를 男女別로 分析할수 있으나, 出生申告統計가 缺如되었으나, 出生總數를 推定할수 있는 경우에 有效하게 使用될 仮定은 応用하기 위하여 出生時의 性比 (The sex ratio of birth) 를 女

子 100名 當 男子 105 名이 라고 仮定한다.
推定된 Pb 값은 仮定된 出生性比上의 誤差로 가벼
운 影響을 받을 것이다.

233. 아이스랜드의 資料에서 算出된 10年間
의 生残比는 第20表의 6、7欄에서 나타나
있다.

1940年에 5~9才 이고 1950年에 15~
19才인 女子에 대하여 얻어진 率은 비록 單位가
크다할지라도 있을수 없을 정도로 너무 높다.
한편 1940年 15~29才된 男子와 1940
年에 15~24才된 女子의 率은 너무낮게 되었다.
이같은 現象은 移民과 特히 女子의 경우에 있어서
는 年令의 그릇誤述에 基因할것이다.

이 後者의 仮定은 5~9才의 女子의 生残比가 있을수 없다는 事実을 明白히 하며 両次의 「센사스」 當時의 15~19才의 年令集団에 報告된 女子가 너무 많다는 것인데 이것은 이 年令에 대한 生存者가 너무 過大한 数字가 된 反面 이 年令으로부터의 生存者는 너무 過少한 数字가 되었다는 것이다.

아주 高令 即 85~89, 90~94, 95才以上 (1950年에) 의 者에 대한 資料가 없기 때문에 計算할수 없다.

234. 最後 段階로서는 10年 生残比에 該当하는 一般死亡水準을 찾아내는 것이다.

그런데 5年集団에 대한 10年生残比는 두 順次的인 5才年令階級에 대한 5年 生残比의 積과 같다.

그래서 求하는 水準은 附錄 第V表에서 이들 한쌍의 順次的인 5年比(標準生命表의 順列上의 p_x 函数)를 찾어 내므로 얻을수 있는데 이 한쌍의 5年比는 두個를 서로 곱하면 算出된 10年比에 서의 맞먹게 된다. 이 例에서 그렇게하여 찾어낸 水準은 20表의 89欄에 作成되고 있다.

235, 10年比에 대하여 얻은 水準에서 5年生残比에 대한 近似한 水準을 推定하는 가장

單純한 方法은 各 順次的인 한쌍의 水準을 平均하는 것이다. 이方法은 副連的으로 級數를 스무스하게하는 效果를 가졌다. 그러나 이경우에 있어서는 이같은 方式으로 얻은 結果를 주密히 檢討하면 그중의 몇개는 受諾할수 없도록 되고 있다.

級數上의 여러 값과 矛盾됨이 明白한 것은 級數에 一致하는 數로 代置시켜야 한다.

結果는 20表의 10, 11 欄에서 作成되었다.

236. 例証한 方法은 여러가지 경우에도 적시 適用되는데, 이경우란 「센사스」의 年令統計가 아이스랜드의 것보다 正確하지 못하거나, 「센사스」間의 時区間이 正確하게 5年의 差이 아닌 경우 또는 移民이 어떤 重大한 役割을할때인 것이다.

年令陳述이 아주 不正確한 경우, 比率을 計算하기에 앞서 보다 精巧한 公式을 써서 各「센사스」의 年令統計를 適切하게 区分하는 것이 좋다. 또「센사스」区間이 5年의 整이 아닌 경우에는 第II編에서 叙述한 方法으로 両次「센사스」中의 하나의 統計를 다른「센사스」와 比較함에 便한 日字로 移越시킬수 있다. 移入民이 重要한 役割을 하는 경우에는 生残比는「센사스」集計를 國內出生人口에 限定시키므로 計算될수 있다 全体人口에 대한 統計에서 生残比를 計算해서 移民의 推測効果를 除去하도록 修正할수도 있다.

第3章 코스타리카의 統計에서 生殘比의 導出

273. 第Ⅱ編의 코스타리카 人口에 關한 例題에서는 1955年 共和으로서의 性, 年令構成에 關한 豫備推定을 하였다。(參照9表)。 이 推定은 1950年 「센사스」에 있어서 不完全한 兒童調査 때문에 修正될것이 假定된다。 이 方法은 出生을 推定하는 方法이 考察된 然後 第Ⅴ編에서 說明할 것이다。 그러나 그같은 修正을 하기 爲하여 必要한것 中의 하나는 死亡水準의 推定이다。 이 水準을 推定하는 方法과 當該生殘比를 推定하는 方法을 說明한다

20表

性및 年令別 「센사

(아이랜드,

年令 (1940)	1940年人口 (1941-50의出生년令) 男	女	年令 (1950)	1950年人口 男	女
未出生	(9,698)	(9,237)	0 ~ 4	9,466	8,813
	(7,918)	(7,541)	5 ~ 9	7,431	7,167
0 ~ 4	5,922	5,725	10 ~ 14	5,815	5,656
5 ~ 9	6,231	5,931	15 ~ 19	6,159	5,969
10 ~ 14	6,317	6,127	20 ~ 24	6,229	6,058
15 ~ 19	5,934	5,690	25 ~ 29	5,727	5,416
20 ~ 24	5,313	5,097	30 ~ 34	5,109	4,813
25 ~ 29	4,773	4,677	35 ~ 39	4,599	4,588
30 ~ 34	4,458	4,178	40 ~ 44	4,276	4,057
35 ~ 39	4,060	3,868	45 ~ 49	3,870	3,749
40 ~ 44	3,677	3,670	50 ~ 54	3,453	3,482
45 ~ 49	3,380	3,519	55 ~ 59	3,120	3,278
50 ~ 54	2,574	2,694	60 ~ 64	2,223	2,423
55 ~ 59	2,016	2,287	65 ~ 69	1,674	1,962
60 ~ 64	1,765	2,087	70 ~ 74	1,297	1,645
65 ~ 69	1,400	1,790	75 ~ 79	917	1,215
70 ~ 74	1,107	1,486	80 ~ 84	506	759
75 ~ 79 80 ~ 84 85 +	1,378	2,307	85 ~ 89 90 ~ 94 95 +	300	593

人口統計에서 死亡水準推定

1940-50)

10年生殘比		10年比의 近似水準		5年比의 推定水準		備考
男	女	男	女	男	女	
(0.9761)	(0.9541)	(105)	(90)	(95)	(95)	
(0.9385)	(0.9504)	(95)	(95)	(95)	(95)	
0.9880	0.9879	100	100	95	95	
0.9884	1.0064	90		95	95	
0.9861	0.9887	95	95	90	90	
0.9651	0.9518	80	65	85	85	
0.9616	0.9561	80	70	85	85	
0.9635	0.9746	80	90	85	90	
0.9592	0.9710	85	90	90	90	
0.9532	0.9692	90	95	95	90	
0.9391	0.9488	95	90	100	90	
0.9231	0.9315	105	90	100	95	
0.8636	0.8974	95	95	105	100	
0.8304	0.8579	110	100	110	105	
0.7348	0.7882	110	110	110	110	
0.6550	0.6788		115	110	110	
0.4571	0.5108	110	110	110	110	
(0.2177)	(0.2570)			110	110	
				110	110	
				100	110	

238. 中美에 對한 人口推計를 U·N이 發케한 以來 1949~1951年間의 코스타리카의 公的生命表가 쓰게되어(비록 各性別로 區分되지는 않았지만) 1954年의 U·N 人口年鑑에 發表되었다。 兩性에 對한 l_x 函數는 지금 計算하려는 始点으로 使用된다。

239. 順次的인 l_x 값間의 差가 곧 d_x의 特殊값이되고 各d_x를 當該 l_x로 나누면 q_x 即第21表에 있는 生命表死亡率이 된다。 그러나 q_x값은 兩性의 結合値이다。 이 값은 標準生命表(附錄第II表)의 q_x 값으로 곧 推斷할 수 없는데 이 값은 各性으로 區分되어야할 것이다。 더욱 大略的인 假定으로는 兩性을 合한 q_x의 特殊값은 兩

性에 該当하는 水準을 平均하면 近似値가 된다고 生覚할 수 있다。 그래서 標準生命表의 級数에 補挿하는데는 두번 補挿하지 않으면 안되는데、 한번은 男子에 對해서 또한번은 女子에 對해서 이루어져야 하며 이 答을 平均한 것이 各年令集団에 對하여 求하는 "水準"으로서 看做된다。 이것을 基礎로 하여 死亡에 関한 男子나 女子의 水準을 찾을 수는 없으며 各年令에 있어서 男子나 女子의 死亡率이 同一水準에 該当한다고 假定하지 않으면 안될 것이다。

P_x 에 該当하는 水準은 이 編 210 頁에서 敘述한 平均方法을 써서 찾게 된다。

21表

生命表 死亡率에서

(코스타리카,

年令	l_x (両性)	d_x (両性)	1.0009_x (両性)	死 $_{9x}$ (男)
0	100,000	9,706	97.1	76
1~4	90,294	5,447	60.3	62
5~9	84,847	1,155	13.6	72
10~14	83,692	566	6.8	84
15~19	83,126	791	9.5	88
20~24	82,335	1,287	15.6	84
25~29	81,048	1,505	18.6	80
30~34	79,543	1,781	22.4	75
35~39	77,762	2,166	27.9	72
40~44	75,596	2,557	33.8	73
45~49	73,039	3,314	45.4	74
50~54	69,725	4,296	61.6	76
55~59	65,429	6,123	93.6	71
60~64	59,306	7,814	131.8	74
65~69	51,492	9,745	189.3	75
70~74	41,747	11,867	284.3	73
75~79	29,880	11,940	399.6	74
80~84	17,940	9,349	521.1	86
85	8,591	8,591	1,000.0	-

一般死亡水準の推定

1949－51）

死亡水準			備考
q_x（女）	q_x（両性）	P_x	
71	73.0	67.5	
61	61.5		
72	72	77.5	
82	83	84.5	
84	86	84	
80	82	80	
77	78.5	76.5	
74	74.5	72.5	
69	70.5	70	
67	70	69	
63	68.5	69	
62	69	66	
55	63	64	
57	65.5	66	
59	67	66.5	
59	66	67	
63	68.5	71	
71	78.5	71	
－	－		

240. Px의 "水準"은 이와같이 하여 찾으며 明白한 矛盾의 徵兆가 없다. 코스타리카의 5才 및 30才에 있어서 死亡의 危險은 少年期의 初나 40才以上의 年令集団의 率이 比較한 死亡水準과를 比較할때 아주 낮은 것이다. Px 값에 따르는 死亡水準에 있어서의 急激한 変化는 0-4와 5-9 即 67.5에서 77.5의 間隔이 있다. 이같은 差는 91-4의 값을 比較的 높게 하는데 이 91-4의 값은 死亡水準 51.5에 該當하다. 小兒의 死亡申告가 過過된 것은 좋지 않으나 死亡한 乳兒中의 어떤것은 1才로 申告되었다고 할 수 있다. 이에 関한 어떤 知識이 없는 境遇 이 年令集団에 對한 Px 水準은 計算된 것으로 看做한다

241. 다음에 考慮할 点은 死亡이 減少하리라는 假定이다。 最近 코스타리카의 死亡이 엄청나게 減少하였다는 事実은 疑心할 余地없고(參照 第Ⅱ編(D)에서 본 死亡率), 따라서 減少가 持續하리라는 假定은 確実性이 있다。

이같은 努力은 公衆衛生을 改善하고 疾病을 防疫하며 衛生學의 問題를 人類에 敎育시키고 있는 것이다。 每5年間에 平均余命이 約2½年을 얻을 것이라는 標準假定은 비록 保健을 增進시키기 爲한 健康問題의 研究、医療、衛生当局의 現存施設의 研究가 이 假定을 說明하는데 不適할지라도 여기서는 이런 狀態에 達하리라고 看做한다。

242. 年令特殊死亡指数와 平均편차의 偏差에서 보면 未來死亡에 関한 計算을 一定한 年令集団에 對하여 計算할것인지 或은 時間이 經過하는 만큼 年令이 많어진 群(cohort)에 對하여 할것인지 여러가지 問題가 惹起된다.

一國의 狀態를 研究한다는 것은 亦是 이 問題를 解決하는데 도움이 된다. 即 青年層의 死亡水準이 教育과 栄養에 있어서 成人世代가 받은 것보다 좋은 結果, 比較的 낮은가 어떤가를 알 수 있는 것이다. 萬若 事実이 그렇다면 未來 生存水準의 変化는 固定한 年令集団에 對하여 推定하느니 보다는 群(cohort)에 따라 推定하는것이 더 좋은 것이다.

243. 여기에서는 年令集団에 따른 単純한 推定方法을 採擇했다. 群別로 死亡을 推定하는 것이 全体的으로 信憑性을 가질것으로 생각되나 너무 複雜할것이다.

萬若 死亡減少가 年令集団보다 群에 따라 推定된다면 死亡은 中年이나 兒童間에도 急激한 減少가 있을 것이다. 그런故로 固定年令集団에 関聯시킨 死亡減少의 假定은 너무 安易한 假定이라 생각된다

244. 後者의 假定이 第22表에 作成되었다. 各年令集団에 對한 死亡水準은 1949~1951年에서 1955~1960年까지에 7.5로 增加하였고 다음 期間中에는 5.0까지 增加하였다. P_x 에 該当하는 값은 경우에 따라 補間을 하여 附錄第V

表를 參酌하여 決定한 것이다。 實際로 이같이 精度가 높을 必要가 없다。 死亡水準은 거진 5의 乘에 比例하고 Px 값은 適切히 作成된 表에서 直接 얻은 것으로 아주 正確한 結果를 주었다

22表

固定年令集團別 死亡減少의 模型假定에 따른 Costa Rica의 未來生存率의 算定

age (x)	死亡水準 (男女中 計)					生殘比 男				生殘比 女				備考
	1949-51	1955-60	1960-65	1965-70	1970-75	1955-60	1960-65	1965-70	1970-75	1955-60	1960-65	1965-70	1970-75	
(Pb)	(67.5)	(75.0)	(80.0)	(85.0)	(90.0)	(0.8877)	(0.9070)	(0.9262)	(0.9438)	(0.9036)	(0.9208)	(0.9380)	(0.9535)	
0 ~ 4	67.5	75.0	80.0	85.0	90.0	0.9648	0.9708	0.9765	0.9818	0.9669	0.9731	0.9791	0.9844	
5 ~ 9	77.5	85.	90	95	100	0.9924	0.9937	0.9949	0.9963	0.9932	0.9948	0.9963	0.9972	
10 ~ 14	84.5	92	97	102	107	0.9933	0.9947	0.9960	0.9972	0.9947	0.9960	0.9971	0.9978	
15 ~ 19	86	91.5	96.5	101.5	106.5	0.9899	0.9920	0.9940	0.9957	0.9920	0.9940	0.9956	0.9968	
20 ~ 24	80	87.5	92.5	97.5	102.5	0.9860	0.9886	0.9911	0.9934	0.9882	0.9908	0.9930	0.9948	
25 ~ 29	76.5	84	89	94	99	0.9834	0.9861	0.9886	0.9911	0.9851	0.9879	0.9904	0.9925	
30 ~ 34	72.5	80	85	90	95	0.9792	0.9822	0.9849	0.9874	0.9811	0.9841	0.9868	0.9893	
35 ~ 39	70,	77.5	82.5	87.5	92.5	0.9728	0.9762	0.9794	0.9822	0.9766	0.9798	0.9828	0.9854	
40 ~ 44	69	76.5	81.5	86.5	91.5	0.9629	0.9669	0.9700	0.9737	0.9702	0.9737	0.9768	0.9796	
45 ~ 49	69	76.5	81.5	86.5	91.5	0.9483	0.9529	0.9569	0.9607	0.9602	0.9642	0.9678	0.9709	
50 ~ 54	66	73.5	78.5	83.5	88.5	0.9232	0.9289	0.9341	0.9387	0.9416	0.9467	0.9515	0.9558	
55 ~ 59	64	71.5	76.5	81.5	86.5	0.8869	0.8939	0.9003	0.9060	0.9125	0.9194	0.9256	0.9314	
60 ~ 64	66	73.5	78.5	83.5	88.5	0.8398	0.8478	0.8552	0.8619	0.8716	0.8800	0.8880	0.8951	
65 ~ 69	66.5	74	79.0	84	89	0.7678	0.7775	0.7864	0.7947	0.8037	0.8141	0.8240	0.8328	
70 ~ 74	67	74.5	79.5	84.5	89.5	0.6691	0.6805	0.6907	0.7003	0.7060	0.7185	0.7301	0.7411	
75 ~ 79	71	78.5	83.5	88.5	93.5	0.5531	0.5641	0.5748	0.5848	0.5914	0.6048	0.6171	0.6288	
80 +	71	78.5	83.5	88.5	93.5	(0.3328)	(0.3401)	(0.3473)	(0.3537)	(0.3552)	(0.3629)	(0.3699)	(0.3762)	

第Ⅳ編 出生의 現在 未來趨勢에 對한 推定

第Ⅴ. 出生의 現在, 未來 趨勢에 對한 推定

A. 出生의 測定

245. 現人口의 여러 性, 年令集団에서 未來의 生存者数를 計算에 算入시킬 "成分推計" (Component projection)는 順次的인 未來期間中에 出生할 兒童数를 推計하는데 必要하다. 이 推定은 出生에 関한 假定으로서 各未來日字에 있을 妊娠可能年令에 있는 生存한 女子의 推定数에서 誘導한다

1. 人口推計를 爲한 出生測定方法

246. 母의 年令別 出生統計가 使用될 境

人口推計를 爲한 出生의 計算은 여러 女子人口의 여러 年令集団의 特殊出生率로 이루어진다。 이 率은 過去期間에 對하여 計算되어 未來에 不変하게 持續할것으로 假定되든지 或은 豫測趨勢에 関한 適合한 假定으로 推計된다。 未來의 出生率을 當該年令集団对의 推定女子生存者数로 곱하면 推定出生数가 얻어진다。 그러나 大部分의 國家에서는 動態統計로 부터 年令特殊出生率을 現実的으로 測定할 수 없다。

그래서 여기서는 主로 粗測定方法(the Crude Measures)을 使用하는데 関心을 傾注한다。

247. 出生에 関한 가장 單純한 方法은 粗出生率, 卽 總人口의 1,000人当 年出生数이다。 그

러나, 未來의 出生數를 推定하기 爲하여 이 方法을 쓴다면 妊娠可能年令에 있는 女子로 構成된 人口의 比率이 未來에 變動하는데 關한 生存計算의 結果를 考慮할 수가 없다。

그래서 妊娠可能女子 1,000名 당 年出生數로서 出生을 測定하는 것이 더 좋다。 이 測定을 計算함에 앞서서 妊娠可能年令에 있는 女子의 上限과 下限을 定하는 것이 必要하다。 大槪 妊娠可能年令集団은 15-44才의 女子로 하는 것이 適切하다。 얼마간의 出生이 15才以下의 女子나 45才以上된 女子에 일어나지만 妊娠婦人의 年令 全部를 包含한다는 것은 利롭지 못하다。 왜냐 하면 推定未來出生數가 潛在的으로 出生可能期의 極端에

있는 女子의 數에 따라 變動된다는 것은 이 女子들이 極少數의 아이를 낳는다는 事實로 볼때 不當하다는 것이다. 限界를 줍히는 것이 어떤 境遇에는 더 適合할때가 있다. 例를 들면 女子들이 18才或은 19才以前에 結婚을 거의 하지 않는다면 20~44才의 女子人口가 妊娠可能集団을 代表하는 것이라고 하는 것이 더 좋은 結果를 만들것이다.

248. 妊娠可能年令의 女子 1,000人당 推定率에 基하여 未來出生을 推定하자면 이 部分 人口의 規模上의 變動을 充分히 計慮했다해도 이 推定은 이 年令集団內의 女子의 年令分布에 豫測해야할 어떤 變動을 考慮하지 안했다. 그같은 變動은 出

生이 女子의 年令에 따라 크게 다르다는 事을 重要視해야할 것이다。

例를 들면 35~44才의 女子의 경우는 20~29才의 女子에 比해서 出生이 大端히 낮다。 年令分布의 変動을 完全히 計慮하는 唯一한 方法은 各年令에 있는 女子의 未來出生率을 區分해서 推定하는 것이다。

그러나 適切한 資料가 缺乏하였기 때문에 區分推定을 할 수 없는 境遇에는 年令分布의 変動을 相殺하기 爲하여 修正出生率로서 計算되도록 한다。

249. U·N의 그같은 修正出生率、所謂"性, 年令修正出生率"(Sex-age adjusted birth rate)로서 推計한 것이다。

이 率의 推出은 以下에서 說明되고 있으며 이 編의 마지막 章에서는 大部分 이같은 方法이 아니면 거의 類似한 方法이 採用되리라는 假定을 基礎로 해서 論議한 것이다.

그러나 必要한 資料를 얻을 수 있는 境遇에는 年令特殊出生率로서 計算하는 것이 좋다. 그것은 아주 細密한 統計를 保有하고 있는 나라는 出生을 推定하는 精巧한 方法이 더욱 더 有效하기 때문이다.

이 表에서 볼때 어느것을 使用하는 것이 더 有益한가를 事情에 따라 選擇할 수 있는 方法을 槪觀하는 것이 重要한 問題이다.

250. 必要한 資料가 주어졌을 境遇 여러

年令의 既婚女子에 對한 結婚出生率이 計算될 수 있고, 또 未婚女子에 對한 私生兒出生率이 計算될 수 있는데 이 率들은 各年令集団内의 結婚狀態別로 區別된 未來女子人口를 推計하는데 適用될 수 있다.

資料가 許容하는 限 더욱 더 많은 區分을 할 수 있는데 例를 들면 結婚持續期間別 既婚女子의 分布나 出生兒数別 分布等이 있으며 그들의 出生을 이같은 変異에 関聯해서 測定하려는 것이다. 이같은 測定은 実際의 変動이 結婚率, 結婚年令, 出生時期等에 일어나고 또 일어날 可能性이 있는 境遇에 아주 適合한 方法이다

251. 結婚과 出生의 時期에 있어서의 変動은

大体로 經濟狀態의 変動에 對應하는데 이 変動은 年令特殊出生率에 累積的인 効果를 가지고 있다. 한가지 例로서 생각할 수 있는 것은 過去보다 早期結婚하는 傾向이다. 첫째로 既婚者의 数는 젊은 年令層의 結婚率이 增加한 만큼 增加할 것이고, 그 反面에 過年層에서는 以前과 같은 結婚率을 持續하나 結局 새로운 패턴이 形成되어 過年이 되어 結婚하는 女子数는 이들 나이에 들기 前에 이미 結婚한 女子数를 떨어뜨려서 年結婚数는 結婚年令別로 変動의 分布를 다시 正常的인 狀態로 復歸시킨다.

婚姻慣行上 変動의 "갈之字" 効果 (The staggering ehfect) 는 出生数의 一時的인 効

果나 出生順位別分布의 一時的効果를 招來함은 勿論 出生과 結婚年令間의 関聯性에 基因한 長期効果를 낳으므로서 出生率에 影響을 미칠것이다. 婚姻이 增加하자 마자 最初의 出生数에 一時的인 增加가 따르고 暫時後 두번째의 出生增加가 있을 것이며 다음 다음으로 增加될 것이다. 如何한 人口要因上의 変動効果는 어떤 경우에 어떠한 方法을 採하는 것이 가장 適切할 것인가를 決定할때 생각해야 될 것이다.

2. "性, 年令修正出生率" (sex-age adjusted birth rate)

252. U.N 推計에서 使用된 "性, 年令修正出

生率"은 15-40才의 여러 5才階級에 있는 女子数를 加重總和한 1000人當 出生数라고 定義한다 加重은 母의 年令別 出生統計를 여러나라에 對하여 試驗한 結果 決定된 것으로서 여러 年令集団의 代表的인 相對的 出生率에 對한 比率이다。

253。 이같은 目的으로 加重의 標準体系를 使用하는 것은 아주 다른 出生狀態下에서라도 15~19에서 40~44까지의 이 年令集団에 있는 女子의 年令特殊率의 相對的水準이 그다지 다르지 않다는 事実이 觀察結果 證明된다。 이 率의 絶對水準은 勿論 出生이 높은 境遇에는 낮은 境遇에서보다 더 높은 것이나, 그러나 全体的으로 볼때 어느 年令集団에 있는 女子가 낳은 모든 出生의

百分率은 거의 類似하다。 이것을 例證하기 爲하여 1936年의 佛蘭西와 1950年의 台湾의 年令特殊出生率을 23表에서 例示한다。

23表 14-44才女子의 年令特殊出生의 相對的, 絶對的率

(佛蘭西, 1936과 自由中國, 1950)

女子年令	女子1000当 出生数		相對率(15-44=100)	
	佛蘭西 1936	台湾 1950	佛蘭西, 1936	台湾 1950
計 15-44	406,6	1.170,5	100,0	100,0
15-19	27,2	60,9	6,7	5,2
20-24	120.6	245,0	29,7	20,9
25 29	119,2	295,8	29,3	25,2
30-34	79,3	266,9	19,5	22,8
35-39	44,6	191,5	11,0	16,4
40-44	15,7	110,9	3,9	9,5

254. 여기서 보면 1950年에 있어 台湾의 出生은 1936年의 佛蘭西의 거의 3倍였으나 相對的率은 아주 類似하다.

@ 年令特殊率의 計는 15才以下, 45才以上의 女子除外

255. 相對率은 52個 國家에 對하여 計算된 것이며 人口年鑑에서 每의 年令別 出生에 關하여 얻을 수 있는 모든 資料를 使用하였다. 資料를 提供한 各国에 對해 平均이 있는데 이平均은 다시 比較的水準이 높은 15個國家에 對해 平均이 되었고 比較的 낮은 37個國家와 나머지 52個國家에 對하여 各

己 平均되었다

이 52個 國家中의 各己 다른 相對危率의 変分은 本是 檢討되었으며 平均値로 부터의 平均偏差도 計算되었다.

이 結果는 24表에 提示되었다. 留意할 것은 相對率의 変分은 15-19와 40-44才의 年令集団에 顯底하며 20-39才의 年令에 있어서는 아주 작다.

24表 相對的年令特殊出生率, 平均率, 加重

女子年令	相對的出生率의 平均			平均偏差	加重
	計, 52個國	15個國 또는 出生水準	37個國 낮은 出生水準	(計, 52個國)	(修正出生率을 爲한) ⓐ
計 15-44	100,0	100,0	100,0	—	—
15-19 ⓑ	6,3	9,3	5,1	± 2,7	1
20-24	25,3	25,1	25,4	± 3,5	7
25-29	27,6	25,5	28,5	± 2,1	7
30-34	21,1	18,6	21,7	± 2,1	6
35-39	13,4	13,7	13,2	± 2,1	4
40-44 ⓒ	6,3	6,9	6,0	± 2,2	1

(a) 加重選擇方法은 다음에 說明함

(b) 15才以下 女子의 出生數를 合함

(c) 45才以上 女子의 出生數를 合함

256. 24表의 마지막 欄의 加重(Weight)은 性、年令修正 出生率을 計算하는데 UN의 推計에서 使用되었다.

이들 統合된 率은 크기의 程度가 總人口 1000名當의 粗出生率과 같아야만 便利하다고 생각하였기 때문에 加重이 採해진 것이며 이 統合率은 年令特殊出生率의 平均에 近似할뿐 아니라 여러 年令集團에 있는 當該 女子數를 꼽한 값은 크기에 있어 總人口와 普通같다는 것이다.

女子의 加重總和의 計算이나 性、年令修正 出生率은 싸이푸러스를 例로하여 25表에 例証되고있다.

이 例에서 볼것같으면 加重積의 總計 (The sum of products of weights)와 여러 年令集團

에 있는 女子数는 総人口와 거의 같으며,

이 総数는 1950年 央年에 4844714名으로 公的推定된 것이다.

萬若 女子의 加重総数가 総人口와 같게되면 修正出生率은 粗出生率과 같게될것이며 万若 加重総数가 総人口보다 적으면 修正出生率은 粗出生率을 超過할 것이며 그 反對면 修正出生率은 粗出生率보다 적게 될 것이다. 사이푸러스의 경우 粗出生率은 1000名當 29.95이다.

25表. "性. 年令修正出生率"의 計算

(사이무러스. 1950)

年令	女子人口 1950 ⓐ	加重	積	申告出生 1950	性, 年令修正 出生率.
15-19	22.438	1	22.438	〃	〃
20-24	21,465	7	150255	〃	〃
25-29	18.964	7	132748	〃	〃
30-34	16.896	6	101.376	〃	〃
35-39	15.555	4	62.220	〃	〃
40-44	14.286	1	14.286	〃	〃
計	〃	〃	483.323	14517	30.04

ⓐ 資料: 人口年鑑. 1952

257. 女子의 加重總數와 總人口와의 變分을 檢討하기 위하여 1954年版 人口年鑑에 있는 62個 人口에 對하여 計算되었다

62個 人口中 25個 人口가 女子 加重總數가 總人口에 比하여 5% 까지 다르고 29個 人口가 10% 까지 差가 있었으며 10% 以上의 경우는 8個의 人口에만 찾을수 있었다

總人口에 對한 女子加重總數의 62個 人口의 算出比率 平均은 0.983이었다.

258. 이 計算은 역시 性 및 年令別 瑞典人口를 年推定하는데 쓰였는데 그 結果는 26表에 나타나 있다

瑞典 總人口는 1938年에서 1954年 까지

一定하게 增加하였으나 女子의 加重統數는 1942年에는 增加를 멈추어 다음 부터는 減少하였다.

加重統數는 처음에 總人口 보다 컸는데 1946年以後는 적게 되었다.

粗出生率로 測定하면 瑞典의 出生趨勢는 1944-1945年에 絶頂에 達해서 1941年 以後에는 急激한 上昇率을 나타내고 以後 日一하게 減少하였다.

即 1951-1954年의 粗出生率은 1938-1941年의 것보다 높지않다. 性、年令修正出生率로 보면 1941年에서 1944年 까지의 出生의 增加는 急激한 上昇을 보이다가 漸々 떨어져 1945에서 1951年 까지는 아주 낮게되었다.

1951年 - 1954年에 있어서 性, 年令修正出生率은 1938 - 1941年과 1944-1945의 中間水準에 머물고 있었다.

換言하면 1951 - 1954年의 出生은 粗出生率은 비록 높지 않았으나 性、年令構造의 変動効果로 말미암아 1938 - 1941年 보다 実質的으로 높았다.

瑞典의 粗出生率과 性, 年令修正出生率의 趨勢는 第1図에 例証되고있다.

26.表 粗與 性. 年令修正出生率로본 出生趨勢

(瑞典, 1938-54)

年	總人口 P (1,000)	女子加重 W (1,000)	比 P/W	出生數	出生率 粗	出生率 性.年令修正
1938	6.297	6.776	1.076	93.946	14.9	13.9
1939	6.326	6.782	1.072	97.380	15.4	14.4
1940	6.356	6.812	1.072	95.778	15.1	14.1
1941	6.389	6.852	1.072	99.727	15.6	14.6
1942	6.432	6.857	1.066	113.961	17.7	16.6
1943	6.491	6.844	1.054	125.392	19.3	18.3
1944	6.560	6.827	1.041	134.991	20.6	19.8
1945	6.636	6.804	1.025	135.273	20.4	19.9
1946	6.719	6.783	1.010	132.597	19.7	19.5
1947	6.803	6.768	0.995	128.779	18.9	19.0

年	総人口 P (1,000)	女子加重 W (1,000)	比 P/W	出生数	出生率 粗	出生率 性年令修正
1948…	6,883	6.736	0.979	128,683	18.4	18.8
1949…	6.956	6.690	0.962	121,272	17.4	18.1
1950…	7.017	6.637	0.946	115.414	16.4	17.4
1951…	7.071	6595	0.933	110.168	15.6	16.7
1952…	7.125	6.545	0.919	110.088	15.5	16.8
1953…	7.192	6.446	0.896	110.105	15 3	17.1
1954	7.213	〃	(0.875)	105.396	14.6	16.7

259. 推測할수 있는것은 性, 年令修正出生率이 出生을 測定하고 未来의 出生의 出生을 推定함에 있어서 性, 年令의 構造変動効果를 除去하는데 簡単한 方法이라는 것이다.

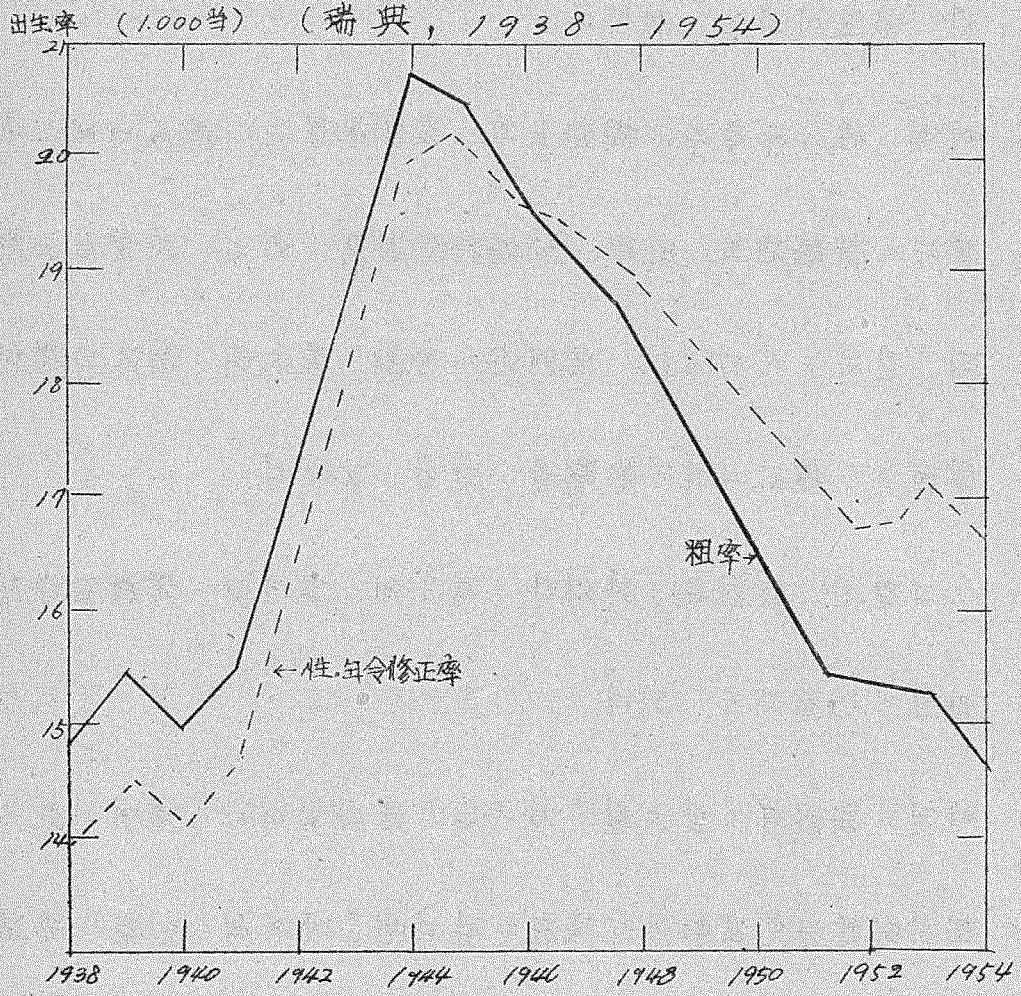
이런 性 年令의 構造上의 変動効果는 総人口에 占하는 既婚者의 比率 結婚持続期間, 毋의 児童出生数와 같은 人口学的 要因은 勿論 重大한 非人口学的 要因에 依하여도 影響을 받을 것이다.

그같은 要因은 特殊한 경우에 있어서 考慮할수도 있고 안할수도 있다.

이런 要因이 重大할 경우는 考慮되어야 할것이고 또 必要한 資料가 実在 한다면 여기서 얻은 方法보다 더 適切한 出生測定方法이 採用될 것이다.

그러나 더 精密한 出生測定方法에 관한 論議는 여기에 取扱할 領域 밖의 일이다

1圖 粗率과 性、年令修正率로 본 出生趨勢



B. 現在 或은 最近의 出生水準推定

260. 現在의 出生率水準을 決定하는데는 幾許의 問題가 일어난다.

出生率은 其他 時系列과 같이 趨勢와 週期的變動에 따라 여러가지 樣相을 띄울것이나 亦是 短期變動에 依하여 影響을 받는다.

어떤 時点에 있어서 趨勢에 놓인 出生率의 位置点은 短期나 週期變動을 捨象한 然後에 決定된다. 短期的變動 (short-term variation)은 中央日字에 가까운 5年平均을 取하므로 大体로 除去된다. 어떤 意外의 事情에 基因한 週期的變動이 5年期間中에 発生한다면 몇가지 다른 方法이 使用되어야 할것이다.

趨勢 그 自体에 관한 解釈의 問題는 이編에서 未來趨勢에 관한 仮定에 添加해서 더 考察할 것이다.

1. 信憑性있는 出生統計를 基礎로한 推定

261. 달리 어떻게할 理由가 없는限 앞서 說明한 바와같이 性, 年令修正出生率의 現在의 水準을 세우므로 出発하는것이 便宜할뿐 아니라 有益할것이다.

이 率을 算定하는 例는 1950年의 사이푸러스 統計를 利用하여 위에서 例示하였다 그러나 人口推計를 함에 있어서 單一年에 대한 出生率을 基準으로 삼기에는 滿足스럽지 못하다.

1948年에서 1952年에 이르기까지 사이푸러스

에 申告된 出生数는 다음과 같다. 15,078.

13,234. 14,517 14,403. 13,358 即

年平均은 14,118名이다

아주 非正常的인 경우를 除外하고 5年期間의 平均

値에 대한 女子加重 総数는 5年期間의 中央日字에

있어서의 그것과 아주 같다고 仮定하는것이 妥當하

다

그런故로 出生数의 平均인 14,118名을 1950

年 央年의 女子加重総数인 469,037로 나누면

1948-1952年間의 性、年令修正出生率 29.21

이 나온다

2、一群의 兒童을 迄生残한 推定

262. 滿足할만한 統計를 얻수 없거나 出生申告가 不完全 하다고 생각할만한 根據가 있는 경우 最近의 出生水準은 最近의 「센사스」에서 調査된 兒童數에서 推定할수 있는데 이調査된 數字는 出生可能數에서 生存한 數字라고 計算하는 것이다.

이것은 바로 人口推計에 使用된 生存者計算의 逆算인 것이다.

어떤 兒童數를 適合한 生殘比 (P_x)로 나누면 推定出生數가 얻어진다.

263. 例를들면 1940年과 1950年에 아이스랜드의 여러 年令의 女子數와 0-4才의 兒童數가 20表에서 처럼 正確한 數字로 나타났지만 出生統計가 얻수없다고 仮定한다.

死亡水準은 이미 推定되어서 P_b 或(出生에서 0-4才 까지의 生殘比)은 레벨 95에 屈하였다 그래서 性. 年令修正出生率을 1946-1950年間에 대하여 推定하는것이 必要하다

1946-1950年 期間에 있는 姙娠可能年令의 平均女子数는 1940년과 1950年의 数에서 1對3의 比率로 補間하면 推定이 可能하다 남은것은 出生数를 推定하는 것이다

264. 1950年에 男子 9.466名과 女子 8813名이 0-4才에 있었다 附錄 第V表에 따르면 레벨 95에 있는 P_b (生殘比)는 男子가 0.9580 女子는 0.9660이다

나누면 男子 9881名과 女子 9123名 即

計 19004名의 兒童이 1946-1950年間에 出生하였다.

即, 年平均 3801名이 出生한 셈이다 修正出生率 計算例는 27表에 나타나있다.

265. 推定된 性, 年令修正出生率 1000 当 28.59는 이 5年期間中 出生申告 統計에 나타난 平均粗出生率은 1948年 末年에 總人口 137000名에 대한 것으로 兩者가 比較될만하다

이 兩率間의 差異는 主로 人口構造가 작은 事実에 基因한다.

결처 適用되어야하며 調査된 5-9才의 兒童이 生存者인 그의 出生数를 推定하는 것이된다

2.6.7 이 方法은 28表와 29表 30表에서 19表에서 言及한 1947年의 아이랜드 統計에 依해 例示되고 있다

1947年에 確定된 死亡水準은 1942 - 1947年 期間에 역시 適用할수 있다고 仮定한다 1937 - 1942에 있어서 死亡水準이 높았다고 仮定하여 水準을 50까지 적당히 減少시킨다 이것은 28表의 6行과 8行 그리고 29表의 3欄과 6欄에 나타나있다

28表 1947年센사스時의 두兒童群을 "逆生残" 시킨推定出生数(1942-47, 1937-42年間의 코이휀드)

		男	女
A. 出生群 1942.5.23-1947.5.22 (0-4才, 1947)			
1. 調査된生存者	1947.5.23…	1.328.574	1.315.780
2. Pb의 死亡水準	1942-47…	45	45
3. 推定生残比(Pb)	1942-47…	0.7950	0.8135
4. 推定出生	1942-47(1項/3項)	1.671.162	1.617.431
B. 出生群 1937.5.22-1942.5.23 (5-9才 1947)			
5. 調査된生存者	1947.5.23…	1.250.120	1.220.829
6 Po-4의 死亡水準	1942-47…	45	45
7 推定生残比(Po-4)	1942-47…	0.9198	0.9209
8 Pb의死亡水準	1937-42…	40	40
9 推定生残比(Pb)	1937-42…	0.7789	0.7969
10 推定出生	1937-42(5項/7項×9項)…	1.744.925	1.663.560

27表 性. 年令修正出生率의 算定

(1940.12과 1950.12의 資料에서

아이스랜드 1946-50)

年令	女子人口 1940	女子人口 1950	女子人口 46-50	加重	積	年推定出生数 (46-50)	性.年令修正出生率
15-19…	5.690	5.969	5.899	1	5.899	…	…
20-24…	5.097	6.058	5.818	7	40.726	…	…
25-29…	4.677	5.416	5.231	7	36.617	…	…
30-34…	4.178	4.373	4.699	6	28.194	…	…
35-39…	3.868	4.558	4.386	4	17.544	…	…
40-44…	3.670	4.057	3.960	1	~~3.690~~ 3.960	…	…
計 …	…	…	…		132.940	3.801.	28.59

3. 女子 두 兒童群의 逆残法에 依한 推定

266. 앞선 例에서 仮定한 狀態란 現実的이지 못할때가 많다. 人口統計가 正確한 경우 出生 死亡은 本是 相当한 正確度를 가져올 것이므로 이 方法은 必要없다.

그래서 이 方法은 出生申告의 記錄이 信憑性이 없고 人口資料 그 個体가 誤差를 받고 있는 경우 特히 0-4才의 調査에 誤差를 內包하고 있을 경우에 大体로 必要한것이다.

그러나 이미 第II編에서 論議한 것처럼 5-9才의 年令集團은 어느 程度 正確性이 있으며 더구나 다른 어느 年令集團보다 더 正確하다. "逆生残法" (reverse survival) 은 10年 期間에

29表. 1947年「센사스」群을 逆生残시킨 1942.

1937年의 推定女子人口(15-44才)(최이덴드)

年令	調査된 女子人口 1942.5	生残 1942-47 死亡水準	生残比 (PX)	推定女子人口 1942.5	生残 1937-42 死亡水準	生残比 (PX)	推定女子人口 1937.5
15-19…	979.613	55	0.9709	816.115	50	0.9611	687.122
20-24…	792.366	50	0.9606	664.516	45	0.9555	627.550
25-29…	638.334	45	0.9520	599.624	40	0.9456	547.007
30-34…	570.842	45	0.9490	517.250	40	0.9419	460.528
35-39…	490.870	45	0.9448	433.771	40	0.9372	391.382
40-44…	409.827	45	0.9369	366.803	40	0.9290	301.956
45-49…	343.658	45	0.9229	280.517			
50-54…	258.889						

268. 1947年의 年令集團에 대하여 반드시 考慮하여야 될것은 10才 未滿의 兩性中의 어느 한 性의 兒童과 15-54才의 女子를 意味한다는 것이다.

過去에 5年 生存한 人口數, 即5才 적었던 때의 人口數는 基礎日字의 生存者數를 適切한 生殘比로 나누면 計算되는데 注意할 것은 生殘比는 基礎日字 当時에 調査된 者가 生存하던 年令集團에서 온것이기 때문에 이 生殘比는 以前 年令集團의 生殘比인 것이다.

以前 5年期間의 出生 兒童數는 出生生殘比 Pb로 나누면 推定된다. 이 方法을 두번 쓰는데 計算된 처음것은 1942-1947年間의出生이 推定 即

1942年에 0-4才의 兒童 또는 1942年에 15才-49才의 女子가 推定된다

두째로 1937-1942年 期間에 대한 生殘比를 이 答에다 適用시키면 1937-1942年에 出生推定數와 1937年의 15-44才의 女子가 推定된다.

269 1947年 1942年 1937年의 姙娠可能女子 數를 平均하면 各 두 5年期間에 對한 이年令의 平均女子數를 얻는다

(30表) 이 數를 加重으로 곱해서 積을 加算하고 또 이 總計를 두期間에 對한 推定出生數의 1/5로 나누면 1937-1942年에 47,99인 姓年令修正出生率과 1942-1947年의 41,54를

얻게 되는데 後者는 아마 1947年의 「센사스」에서 0-4才의 兒童이 不完全 調査되었기 때문에 過少推定되었을 것이다.

1942-1947年의 出生이 1937-1942年과 같은 程度로 높다고 믿지 않을수 없다.

270. 두 期間中의 出生率이 아주 같다는 仮定에 서면 센사스 當時 0-4才의 兒童이 過少調査된 範囲는 1937-1942年과 1942-1947年에 대하여 算定된 性. 年令修正出生率의 比率을 取하면 推定할수 있다.

이 比率은 1.1553. 即 100名이 調査된데 対해서 約 115.53名의 兒童이 있다는 意味이다.

이 比率을 1947年의 0-4才의 調査兒童数에

適用하면 이 年令中에는 男子 1,534,902 名과 女子 1,520,121名 이라는 推定이되어 「센사스」 調査와는 約 400000名이 錯誤를 낳었다

万若 이 数字가 正確한 推定数字라면 적어도 라이랜드의 総人口는 「센사스」 数字보다 400,000 이 더 컷을것이다

그러나 「센사스」 数字가 広範히 流布 되었다는 点에서 볼때 推計의 利用者가 「센사스」 数字와를 比較함에 적지않은 誤解를 할것이므로 「센사스」 施行日字 現在의 総人口를 달리 推定한것과 바꾸는 것은 탐탁치않은 일이다

그래서 修正数字는 0-4才 児童에 대해서 代置시킨後 1944年 現在의 各性에 대하여 全年令을

"安配" (pro-rate) 하면 總人口는 「센사스」의 總人口와 一致 하는데 이 方法이 더욱 좋다.

30表 " 逆生残法" 에依한 性、年令修正出生率

(라이랜드 1932-37、1942-47)

年令	加重	平均推定女子人口 1937-42	平均推定女子人口 1942-47	年推定出生数 1937-42	年推定出生数 1942-47	性、年令修正出生率 1937-42	性、年令修正出生率 1942-47
15-19	1	751.618	897.864				
20-24	7	646.033	728.441				
25-29	7	573.316	618.979				
30-34	6	488.889	544.046				
35-39	4	412.576	388.315				
計				681,697	657.819	44.9	41.54
加重総計		14,342,845	15,661,035				

나. 定常人口(靜止人口 : Stable population)에 依한 推定

272. 몇가지 統計資料가 주어질때 "定常人口"의 模型을 써서 여러가지 形態의 人口를 推定할수 있다.

出生은 人口의 年令構造와 아주 密接한 關係를 가지고 있기때문에 出生은 그같은 形態로 比較的 잘 推定되는 人口의 特性中의 하나이다 推計의 目的으로 "定常" 人口를 使用하는 方法은 다른 刊行物에서 論議할 것이다.

C. 予測되는 未來出生 趨勢의 推定

272. 未來의 出生趨勢에 관한 現實的이며 信憑

性있는 賢明한 方法의 選択이란 두個의 事情이 全然 同一하지 못하기 때문에 確固不動한 法則을 세운다는것은 不可能하다.

仮定은 理性있는 判斷力에 基礎를 두어야 하고 明白히 同一한 事情에서 얻은 過去의 經驗이나 觀察結果에서 抽出된 것이라야하며 可能한 모든 相関된 狀態를 考慮해야한다.

人間의 出生에 미치는 要因을 안다는 것은 不完全하기 때문에 相関할것 같은 要因을 考察한다는 것은 見解의 問題에 不過하다

273. 다음에 論議하는 것은 世界諸地域의 出生趨勢에 관한 過去 記錄次過를 어떤 事情에서 予測될 未来의 傾向에 関한 仮定을 公式化 시킬수

있을 것인가의 方法을 提示할 작정이다. 여기에 提示한 仮定의 例는 主로 例證的인데 不過하므로 어떤 事情에 이룩할 아주 現実的인 仮定을 꼭 代表하는 것은 아니다.

224. 出生을 予測한다는 問題는 이 要因이 人口의 成長이나 構造上에 미치는 根本的인 影響과 出生의 趨勢가 死亡의 趨勢보다 더 模糊하다는 兩者의 理由때문에 더욱 重大한 것이다.

死亡이 減少한다는 傾向은 絶対的인데 그理由란 未成年者의 死亡을 減少시키려는 恒久的인 努力과 終局的으로 長壽할수 있다는 通念이 確実視되고 있다는 点이다.

反面에 出生趨勢는 最大도 最少도 아닌것이며

터구나 否定도 肯定도 아닌 均衡狀態를 나타내는 水準을 指向하고 있다.

이 均衡狀態란 特定한 人口의 文明을 表示하는 것인데, 이것은 人口에 따라 相異하며, 더욱이 同一人口內에서도 時間의 經過에 따라다르다.

이 "正常的"인 水準이 經濟的 社会的 狀態나 文化的 価値、革新과 같은 것으로 変更될 範囲를 大膽하게 推定하는 것은 可能한것이 아니다.

그럼에도 不拘하고 아주 相異한 狀態下의 人口趨勢를 歷史的으로 観察하면 特殊한 事情에 予測될수있는 몇가지 暗示를 준다.

225 어떠한 경우 出生에 관한 近未의 水準이나 趨勢가 測定되었거나 推定되었다면 세가지 段階

가. 人口推計를 함에 必要하다.

첫째 이 測定으로 부터 過去趨勢의 性質을 解釋하는것이 必要하고 다음에 이趨勢를 他處에서 觀察된 趨勢나 或은 以前의 突發的인 事件과 比較하여야하며 마지막으로 其他 觀察된 事情과 比類함으로서 信憑할수 있는 未來에 관한 推斷을 내리는 것이다.

1. 過去 趨勢의 解釋

226. 出生의 過去趨勢를 解釋함에는 過去 充分한 長期에 걸친 一連의 關聯数字를 必要로 한다. 出生資料에 관한 歷史的인 系数 (historical series)는 大多数 国家에 있어서 缺如되고

있으나 이들 国家 大部分은 出生이 높고 아마 長期間동안 큰 変動이 없었을 것이다.

万若 人口의 年令構成에 関한 資料를 使用할수 있다면 이 資料와 定常人口의 年令構造와를 比較하므로 出生이 長期에 크기 変動되지 않았다는 仮定을 証明할수 있다.

万若 死亡은 変動하였지만 出生은 거의 不変하였다고 하면 人口는 附録에 作成된 定常人口의 어느 하나에 類似하게 된다.

달리 説明할수 없는 定常人口의 패턴과의 明白한 偏差는 出生이 過去에 있어 달랐으며 별서 일어난 変動에 관해서 推断할수 있는 根據를 줄수 있다는 것을 意味한다.

3.7.7. 過去의 粗出生率이 不變하다는 것은 性.年令修正出生率이 計算될수 있다면 이 率이 아주 不變 하다는 것을 指摘하는 것이된다.

그러나 注意할 것은 出生 統計의 正確性이 趨勢를 確固히 評価하기 前에 檢討되지 않으면 안된다는 것이다.

出生申告完璧에의 漸進的인 改善은 出生은 不變한데도 出生率의 上昇을 가져오는 効果를 가진다.

出生統計의 正確性이 疑心스러운 경우에는 단지 大略的인 方法이기는 하나, 하나 或은 그 以上의 資料에 대한 性.年令修正出生率을 「센사스」 資料나 "逆生殘法"을 써서 推定하는것이 有益하다.

278. 長期에 걸친 出生의 規則的인 上昇이나 或은 下降은 粗出生率보다는 性. 年令修正出生率이 더 正確하게 나타낸다.

이것은 粗出生率의 上昇 下落을 어느 程度 阻止시킨다는 点에서 본것이며, 出生의 変動은 姙娠可能年令에 있는 人口의 比率에 影響을 미치기 때문이다. 그러나 長期中 每年의 性. 年令修正出生率을 計算할 必要는 없다.

事実, 이 率은 人口의 性. 年令構造에 관한 統計가 每年 使用할수 없는 경우에는 不可能한 것이다.

平均率은 몇個의 「센사스」 日字를 中心으로 하여 計算된다.

萬若 「센사스」 資料의 区間이 너무 길면 女子의

加重総数에 대한 総人口의 比率은 中間日字에 대하여 補間이 可能하며 이 日字에 対한 粗出生率은 이 比率로 나누면 修正될수 있다.

279. 特別한 問題가 考慮되어야할 경우란 過去의 出生変動이 不規則한 경우이다.

出生率이 年年이 変動하는 것은 趨勢를 完全하게 排除한것이 아니다.

왜냐하면 이 出生率은 5年의 平均으로 거의 全般的으로 除去되었기 때문이다. 困難한 問題가 惹起되는 경우란 거의 10年 或은 15年 以上에 걸쳐 "週期"的인 変動이 있을 경우다. 이같은 変動은 経済的인 環境이나 社会的인 状態 或은 战爭의 結果와 그에 잇달은 動員解除와 같은 変動에 대해서

일어난다. 이같은 変動은 大体로 結婚과 出生의 時期上의 変動을 内包하며 出生率에 累積的인 効果를 준다 이같은 変動이 일어난 証據는 年令別結婚統計와의 年令別出生統計 結婚持続期間이나 出生順位統計等에서 찾아볼수있다. 어떤 "週期"的変動은 새롭고 다른 永続的인 趨勢를 낳게 할수도있다. 이問題는 出生의 現在水準을 解釈하는데 역시 영향을 줄것이다. 即 万若 "週期的" 変動이 進陟하고 있다면 現在의 出生率은 長期趨勢를 代表하는것이 아니다 "週期的" 変動의 徴兆가 있을 경우 出生의 趨勢를 未来에 外挿 (extrapolate) 하려 함에는 特殊한 注意와 出生測定의 精密한 方法을 援用하여 遂行되어야 한다

2. 未來趨勢 假定의 指針으로 본 世界 諸地域의 出生趨勢沿革

280. 世界諸地域의 出生変動의 沿革을 考察하므로 어떤 一般化를 만들수 있는데 이것은 어떤 事情에 있을 未來의 出生趨勢의 그럴듯한 假定을 얻는데 도움이된다

여기에서 狀態에 따라 区分하는 것이 有用한데 即 最高出生(1.000 当 40 或은 그 以上의 出生率), 普通高位 出生(40 乃至 30의 出生率) 普通低位出生(30-乃至 20의 出生率) 最低出生(20 以下의 出生率)로 區分한다

281. 最高出生은 不変한것이 普通 特色이다 最高의 出生을 가진 國家에서 出生率의 変動을 観

察한 結果 流行性 疾病 其他 要因의 一時的 効果에 屈했으나 長期間에 걸친 趨勢는 不変했거나 軽微한 上下 変動을 하였다. 相當量이 疾病에 防疫된다고 생각되는 경우에는 軽微한 上昇趨勢을 나타낼 것인데 이것은 健康狀態의 改善結果이다

또한 어떤 境遇에서는 経済狀態의 向上이 上昇趨勢를 가져온다고도 생각할수 있다 最高의 出生水準에서 漸次的인 下降은 結婚年令과 父母가 願하는 子女의 数에 대한 慣行을 変化시키므로 可能한 것이다 過去 그 같은 変化를 観察한바에 依하면 새로운 慣行이 人口의 적은 階層에 처음 採択되어 漸進的으로 広範하게 各階層에 波及되어 出生의 一般水準이 처음은 漸進的으로 減少하였으나 惰性이

커짐으로 아주 낮은 水準에 達했던 것이다

이같은 境遇는 極少数에 不過했다

282. 出生率이 1.000當 30 乃至 40인 普通高位出生은 높은 出生에서 낮은 出生으로 変遷하는 過程으로 종종 證明되었다 이것은 人口의 어느 階層은 높은 出生率을 堅持하는데 어느 階層은 낮은 出生의 慣行을 堅持하는 結果였다.

그러나 몇몇 人口는 出生이 不変하게 即 普通高位의 出生을 長期間 나타내었다 이것은 晩時結婚 一夫多妻, 不安定夫婦, 夫婦別居, 禁慾 乳児의 長期哺育等의 諸要因의 結果일것이다 그같은 경우 이같은 慣習을 打破하고 適切히 낮은 水準을 堅持하는 其他狀態를 除去하므로서 出生을 增加시킬수 있는 可

能性이 存在한다. 反面에 어떤 期間에 걸쳐 이같은 慣習을 採用하면 低位의 出生으로 옮겨갈 可能性이 있는것이다. 그런故로 普通高位의 出生狀態란 最高의 出生狀態보다 安定的이 아니다.

283. 普通低位出生(出生率이 20 乃至 30인)은 欧羅巴諸國과 海外欧洲文明諸國에서 보아온 것인데 어떤 경우에는 最低出生으로 옮겨가는 段階였으며 어떤 경우에는 비록 相當한 変動은 있었지만 長期間 이 出生이 그대로 유지되었다.

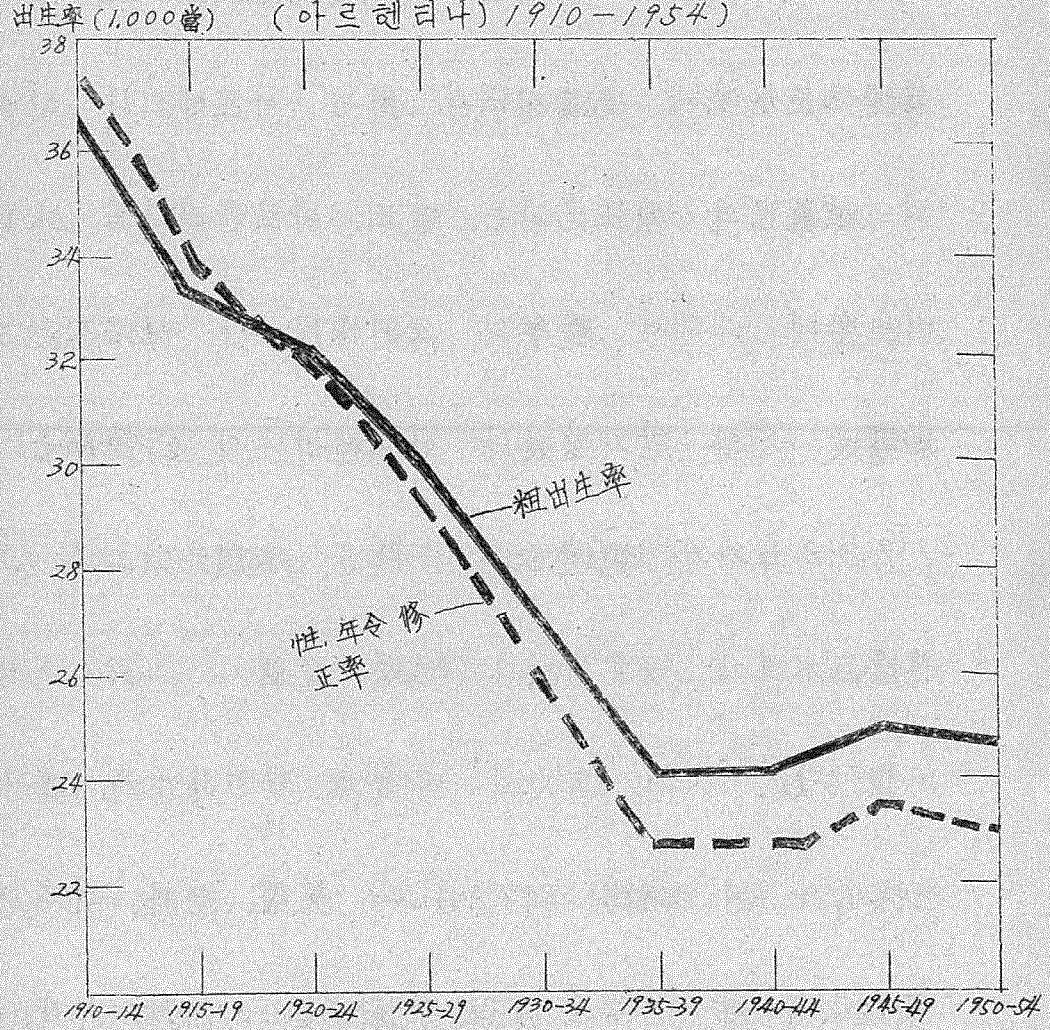
지난 20 年間 出生이 그같은 水準에 있었던 이들 國家에 대한 長期趨勢를 解釈한다는 것은 重大한 週期的変動으로 말미아마 甚히 複雜하다. 大部分의 家庭이 出生을 調整시키는 原則에 同意하며

그를 行함에 比較的 効率的인 方法을 採用하였던 故로 이 人口의 出生은 經濟狀態나 其他 環境의 週期的變動을 比較的 強力히 받었다

284. 出生이 長期的이며 安定的으로 減少한 後 普通低位水準에 安着해버린 例는 아르헨티나 일것이다 歐羅巴의 原住民과는 달리 아르헨티나의 人口는 出生率에 대해서 戰爭의 反射作用이나 經濟不況의 影響을 거의 받지않었다 아르헨티나의 出生率은 1933年까지 繼續的인 下降을 示顯하였으나 그後 普通低水準에 安定되었다(參照 II圖). 1948年 以後 낮은 人口 密度와 高度의 都市集中化 進步된 産業化가 된 諸國 即 캐나다, 美國, 濠洲, 뉴지랜드 等에서도 同一水準을 記錄하였으나 1930年代와

1940年代에 큰 変動을 겪었으므로 現在의 率이 長期趨勢에 一致하는 것으로 생각할수 있을 것인가는 斷言할수 없다

Ⅱ圖. 粗率과 性.年令修正率로 본 出生趨勢



285. 普通高位의 水準에서 普通低位의 水準으로 近來에 減少한 國家의경우 (例를 들면 日本, 몇몇 東歐國家, 推測上 蘇聯) 出生이 相當히 낮은 水準에서 安定될때까지 계속할것인지 或은 現在의 普通低位의 水準을 固守할것인지는 두고 봐야 알것이다

286. 最低出生(出生率이 20 以下)은 1930 代 初期中 歐洲文化圈에 든 諸國에서 보았다 그以後에 그期間의 出生率이 不當하게 낮았다는것인데 그理由로는 長期出生趨勢以下로 떨어진것은 結婚과 出生의 一時的인 遲延에 基因했다는 것이다

大多数 이들國家에서 非正常的인 出生增加가 1940年 後半에 申告되어 그 다음 또한번 最低出生水準으로 下降하였다 週期変動은 瑞典의 数字에

서 明白히 나타나 있다 (參照 V編 第1圖). 瑞典은 二次大戰의 交戰國이 아니었다 이같은 現狀은 出生率의 方向을 明白히 修正하던 戰爭과 그다음에 오는 動員解除의 効果가 數字上에 明確히 나타나지 않는다 이같은 國家의 歷史的인 率의 系列은 現在의 最低出生水準이 長期에 계속할것으로 容認될것인지 或은 그以下로 一時的인 減少를 할것인지를 決定할 明瞭한 基準을 주지 않는다

이같은 不確性은 伊太利나 希臘과 같은 나라의 數字를 解釋할때에 부닥치는데 이들 國家는 단지 지난 몇年間 最低水準에 達했던것이다 이같은 境遇의 最低率은 週期変動이 長期的인 下降趨勢에 겹친 効果를 나타내는것이다

287. 以上 明白히 提示한 一般化는 特定한 國家의 未來出生趨勢에 關한 適合한 假定을 機械的으로 끌어낼수 있는 어떤 公式에 充分한 基礎를 주지 못한다 단지 이것은 各狀態가 이같은 相關形態를 參酌하여 檢討되어야 할 背境(background)로서 役割하는데 不過하다 이같은 條件으로 다음과 같은 概要가 提示된다

288. 出生이 減少할 明白한 徵兆없이 아주 높은 경우는 未來에 있어 長期間 同一하게 높은 水準을 堅持할것이며 若干의 增加가 考慮될것이다 多少 가까운 將來에 減少가 始作될것이나 萬若 減少가 일어난다면 처음은 徐々히 그러나 惰性이 커짐에 따라 長期에 걸쳐 持續될것 같다

289. 同一한 考察을 適用하는 境遇는 出生이 若干 높은水準에 그대로 남아있는 경우인데 以外로 出生의 增加가 일어나면 아주 甚하게 일어나고 그에 反해서 減少가 일어나기만하면 以前에 適切한 水準에서 出生이 가졌던 同一要因이 減少에 곧 便乘하게되어 初段階에서 보다 急激히 減少할것이다

290. 出生이 明白히 減少하기 始作했지만 아직도 若干 높은 水準에 있는 경우에는 적어도 若干 낮은水準에 達하기까지는 長期에 걸쳐 減少를 계속할것이다 그러나 下降趨勢가 萬若 現在 徐々히 進行되고 있다면 加速的으로 下降할것이오 萬若 現在 急激한다면 減速할것이다

291. 若干 낮은 出生狀態는 安定되거나 낮은

出生이될 前兆일것이다 若干 낮은 水準이 어떤 期間동안 持續한것 보다

長期的으로 繼續減少한 結果로 近來에 達成된 경우라면 어느程度 後者의 可能性이 더있다 그러나

어떤때에 있어 若干 낮은 出生率은 有別히 낮은 出生이 長期趨勢에 一致될 경우에 나타난 週期變動의 産物이라는것을 理解하여야 한다

292. 아주 낮은 出生은 出生의 週期的인 減少의 結果가 長期趨勢以下로 減少된 結果일것이다 이 境遇 가까운 將來에 增加할것은 틀림없다 出生이 安全되고 아주낮은 位置에서 持續的인 增加를 한 明白한 前例는 없지만 이 같은 可能性은 出生이 相當한 期間동안 아주 낮게 되어 왔던 地域에

있어서 考慮할 餘地가 있다 더욱더 減少하리라는 可能性이 있으며 特히 낮은水準은 過去 長期的으로 繼續減少해온 結果인 경우에는 더욱 可能性이 있는 것이다 그러나 그같은 경우 낮은 出生을 未來에 어느만큼 떨어뜨릴수 있을것인가는 의문이 있는것이다.

293. 人口推計를 爲한 U.N의 出生假定은 의문스러운 경우에 影響을 주는 情報란情報는 모조리 入手하였기때문에 위에서 言及한 諸点을 說明하는데 大体로 明確한 体系를 세웠다 各國이 択할 假定은 比較的 單純한 公式으로 体系化하였는데 例를 들면 出生이 減少하는 경우에는 어느 相当한 最低点에 達하기까지는 各順次的인 5年期間中 性

年令修正出生率이 一定하게 減少하리라는 假定을 觀察하였다 出生이 未來에 通過하리라고 생각하는 複雜한 変動의 方向을 細密하게 그린다는것은 어떤 假定에 不確実性이 必然的으로 붙어 있다는 点으로 볼때 비록 一般的方向과 変動의 速度에 関한限 그다지 뜻있는 것이 못된다

3. 未來出生에 関한 選択的假定

249. 相異한 可能性이 빈번히 未來에 그럴듯하게 나타난다는 事実에 着眼하여 U.N推計는 未來人口成長의 最大, 中位, 最低의 率에 따라 세가지의 다른 出生假定을 하였다 그같은 方法은 出生에 関한 限 死亡 或은 IX編에 提示할 移民에 관한것보다 더 適合하다

295. 한가지 出生假定에 基礎를 두어 만든 人口推計는 그 結果에 對하여 信任을 받지못하는 印象을 받게될것이며 더욱이나 社會的 經濟的諸政策이나 計劃의 先導者로서 未來予測範圍를 한가지 假定에다 包含시킨다는것은 有益하지 못한것이다

296. 所與의 假定이 現實化될 可能性을 算定할수는 없을지라도 恣意的으로 選択한것은 明白한 可能性을 考慮하므로 方向이 指示될것이다 한가지 特別한 出生趨勢가 다른 趨勢보다 可能性이 있다고 생각되면 直接 "中位" 假定을 取할수도 있을것이다. 이같은 假定이나 其他 假定이 多少 그럼직 않다고 생각되면 未來에 対한 最大 最少의 假定이 取해질수도 있다 이같은 것이 "最大." "中位." "最少" 의 出生假定을 選択한 UN推計의

指導原則이었다

D. 코스타리카의 例 : 出生水準, 未來出生趨勢에 關한 假定

1. 現在 出生水準의 推定

297. 코스타리카의 出生申告統計에서 얻은 粗出生率의 記錄이 現況을 이르키는 것은 相當한 해를 지나서 申告한 出生數가 많다는 事實에 있다. 1948年 以前 統計는 出生年度에 관계없이 申告年度에 따라 作成되었고 1948年과 다음해부터는 두가지 公的出生率이 公表되었는데 그하나는 申告年度에 依한 出生總數를 1,000名當에 관련시킨것이고 다른 하나는 出生年度에 依한 出生數에 관한것이다 後者의 것은 各해에 난 出生의 實際數中 75乃至 80%

만이 申告된것으로 公的으로 推定하였다 이것은

31表에 나타나 있다

31表。 申告年度與 出生年度別 粗出生率의公的率
(코스타리카 1921-54)

年度	申告年度別率	年度	申告年度別率	出生年度別率
1921-24	43.4	1948	44.5	32.8
1925-29	46.6	1949	44.2	36.0
1930-34	45.7	1950	46.5	37.4
1935-39	35.0	1951	47.6	38.1
1940-44	44.9	1952	54.8	39.7
1945	46.8	1953	53.9	39.7
1946	45.0	1954	52.6	41.3
1947	57.0			

298. 1921年에서 1950年期間中 申告年度에 따른 出生率은(莫大한 數가 늦게 申告된 1947年을 除外하고) 아주 最高의 水準에서 出生이 不變하였고 1949年과 1950年에 있어서 出生年度에 따른 出生率은 亦是 申告漏落分인 20乃至 25%를 考慮할때 同一水準을 나타내었다

299. 1952, 1953, 1954年의 申告年度에 依한 出生率이 아주 높은 水準에 있는것은 追加申告數가 增加한데 主로 基因한다 그러나 1950年 以後 出生發生年度에 基準을 둔 率로 볼때 열마간의 出生增加를 나타내고 있다 이 出의 增加趨勢는 出生申告의 督励의 影響일것이거나 經濟的 其他 要因으로 出生 或은 結婚數의 增加에 基因된

것일 것이다 이것을 支持할수 있는 根據는 記錄된 粗結婚率이 證明하고 있다

年 度	人口1,000人当 年平均結婚数 ②
1921 – 24	6.2
1925 – 29	7.6
1930 – 34	6.1
1935 – 39	6.6
1940 – 44	6.0
1945 – 49	6.5
1950 – 54	7.8

② UN年鑑, 1953 과 1955

그러나 結婚統計 亦是 過少申告되었을 것이다 더욱이 코스타리카에는 合意上의 夫婦가 많다 故로

結婚数의 增加가 全体的으로본 結婚夫婦에 該当하는 增加를 意味하는것이 아니다 이런点으로 봐서 1950年 以後 結婚이나 或은 出生이 增加하리라는 確定的인 証據는 없다

300, 1948年에서 1952年間의 性. 年令修正出生率은 1950年의 年令集団別 女子人口에 관한 資料와 出生年度에 依한 申告統計数에 該当하는 그 期間中의 年平均出生数에다 申告迴避分을 加算하여 推定한것이다 이것은 32表에 計算되고 있다

32表。 出生申告統計를 基礎로한 性. 年令修正出生率의 推定平均 (코스타리카, 1948-1952)

年令	女子人口 1950	加重	積	年平均推定出生數 1948-52	性, 年令修正出生率
15-19	43,826	1	43,826	-----	-----
20-24	39,386	7	275,702	------	-------
25-29	30,491	7	213,437	-------	--------
30-34	23,705	6	142,230	-------	--------
35-39	23,930	4	95,720	-------	--------
40-44	18,074	1	18,074	-------	--------
計	------	----	788,989	37,000-39,500	46.9-50.6

301. 1950年「센사스」数와 더부러 第II編(9表)에서 推定한 1955年度의 姙娠可能女子人口를 쓰면 1950-1955年間의 性, 年令修正出生率이 計算되는데 이것은 過少申告의 同一比率을 1950年-1954年

의 申告된 出生数에 算入한것이다 이것은 33表에 計算되고 있다

33表。 出生申告統計에 依한 推定平均 性, 年令修正出生率 (코스타리카, 1950-1955)

年令	女子人口 調査数 (1950)	推定数 (1955)	平均数 (1950-55)	加重	推定年平均出生数 (1950-55)	性年令修正出生率
15-19	44,010	48,301	46,156	1	------	------
20-24	38,679	43,581	41,130	7	------	------
25-29	30,595	38,187	34,391	7	------	------
30-34	24,830	30,125	27,478	6	------	------
35-39	22,622	24,289	23,456	4	------	------
40-44	18,548	22,024	20,286	1	------	------
計	------	------	------	----	42,000-44,800	49.2-52.5
加重總数		853,781				

302。 이 推定과 比較하기 위하여 1950年 「센사스」에 調査된 0-4. 5-9才의 児童群과 20-54才의 女子群을 "逆生残"시키므로서 1945-1950과 1940-1945年 期間의 性, 年令修正出生率이 推定된다

1945-1950과 1940-1945年에 對한 死亡水準은 第IV編 22表에서 1949-1951年과 未來期間에 대하여 推定한 死亡水準에서 導出할수 있다 死亡이 1940年代中에 상당히 減少한것이 明白하다 未來 生殘比를 推定할때 使用하던 假定 即 每5年동안에 死亡水準이 5.0씩 變한다는 假定 역시 1940-1950年 期間에 適用될수 있다 推定된 死亡水準과 附錄 V表에서 나타난 PX 값을 얻는데 計算上 複雜함으로 34表에 나타나 있다

35, 36, 37表는 28, 31, 30表의 타이랜드의 資料로 例証한 同一方法을 써서 推定性, 年令修正出生率을 計算한것이다

34表. 兒童및女子의死亡水準및生殘比
(코스타리카, 1940-45)

性및年令	死亡水準, 兩性			生殘比, Px	
	1949-51	1945-50	1940-45	1945-50	1940-45
P0의 값					
男	67.5	65	60	0.8557	0.8406
女				0.8739	0.8594
P0-4의 값					
男	67.5	65	...	0.9518	...
女				0.9537	...
Px의 값, 女子					
15-19	84	81.5	76.5	0.9873	0.9846
20-24	80	77.5	72.5	0.9823	0.9789
25-29	76.5	74	69	0.9785	0.9748
30-34	72.5	70	65	0.9735	0.9675
35-39	70	67.5	62.5	0.9690	0.9646
40-44	69	66.5	61.5	0.9628	0.9581
45-49	69	66.5	...	0.9518	...

35表. 1950年「센사스」를 "逆生残"한
1945-1950, 1940-1950年의 出生数
(코스타리카)

A. 出生群	(1945.5.23-1950.5.22), 1950年에 0-4才	
	男子	女子
1. 生存者	(1950.5.22)..... 67.481	65.154
2. 推定生残比	(Pb) 1945-1950.... 0.8557	0.8739
3. 推定出生	1945-1950..... 78.861	74.555
B 出生群	(1940.5.23-1945.5.22) 1950年에 5-9才	
	男子	女子
4. 生存者	(1950.5.22)..... 56.789	55.367
5. 推定生残比	(P_{0-4}), 1945-1950.... 0.9518	0.9537
6. 推定生残比	(Pb), 1940-1945..... 0.8406	0.8594
7. 推定出生	1940-1945 ..... 70.979	67.553

36表. 1950年「센사스」를 "逆生残"시킨 1945, 1940年의 女子人口 (코스타리카)

年令	調査된女子人口 1950.5	生残比 (P x) 45-50	推定女子人口 1945.5	生残比 (P x) 40-45	推定女子人口 1940.5
15-19	43.826	0.9873	39.893	0.9846	31.525
20-24	39.386	0.9823	31.040	0.9789	24.748
25-29	30.491	0.9785	24,226	0.9748	25.216
30-34	23.705	0.9735	24 581	0.9695	19.239
35-39	23,930	0.9690	18 852	0.9646	15.038
40-44	18.074	0.9628	14 506	0.9581	12.998
45-49	13.966	0.9518	12.453		
50-54	11.853				

37表. 1950年「센사스」를 "逆生残"시킨 1940-45, 1945-50의 性, 年令修正出生率

(코스타리카)

年令	加重	平均推定女子人口		年推定出生数		性年令修正出生率	
		1940-45	1945-50	1940-45	1945-50	1940-45	1945-50
15-19	1	41,860	35,709				
20-24	7	35,213	27,894				
25-29	7	27,358	24,721				
30-34	6	24,143	21,910				
35-39	4	21,291	16,845				
40-44	1	16,290	13,752				
計				27,706	30,683	44.93	42.25
加重總計		726,169	616,606				

303. 推定된 性. 年令修正出生率은 다음과 같다

1950 - 1955年間은 49.2 - 52.5 ; 公的動態統計와 申告率이 75 乃至 80 % 라는 公的推定에 依한것임.

1948 - 1952年間은 46.9 - 50.6 ; 同一基礎에 依한 것임

1945 - 1950 年間은 42.25 ; "逆生殘" 法에 依한 推定

1940 - 1945年間은 44.93 ; "逆生殘" 法에 依함

304. 1948 - 1952 年間의 動態統計에 基礎한 推定과 1945 - 1950 年間에 대하여 "逆生殘" 法으로 計算된 것과의 差異는, 「센서스」

에서 調査된 1950年에 0-4才된 兒童은 不過 83.5 乃至 90% 라는 假定을 하면 一致시킬수 있다

이 年令集団을 調査함에 最下 10% 程度의 漏落이 있다는 假定은 코스타리카와 거의 같은 社會狀態에 있는 諸國家에서 「센사스」를 實施한 바와 一般經驗에 依하면 矛盾이 없는 것이다

305. 1940-1945 年間에 대하여 "出生率" 으로한 推定과 1948-1952 年間의 動態統計에 基礎한 推定間의 差異는 1940-1945年 以後 出生이 減少하였거나 出生申告程度의 公的推定이 過少하게 되었거나를 意味한다. 確定한 것

은 1940 - 1945의 推定率이 어느 程度 너무 낮은 것은 「센사스」에서 5-9才의 兒童이 完全하게 調査되었거나 1940 - 1945 과 1945 - 1949 에 있던 이 群에 適用한 生殘比를 너무 過度하게 推定했기 때문일 것이다.

그러나, 이같은 資料로 부터 온 誤差는 아주 크지 않다. 万若 1940 - 1945의 "逆生殘" 推定에 依한 水準에서 1940 에서 1955 까지 出生이 不變하였다면, 1948 - 1952에 申告된 出生比는 約84% 따라서 1950 - 1955 는 約88%로서 코스타리카 當局이 75 乃至 80 %라고 推定한 것과 代置된다. 그같은 申告比는 아마 當局도 正確히 알고있는 것이 아니기때문

에 容認해도 좋다

306. 動態統計가 不完全한 여러나라에 대하여 UN 推計는, 動態統計에 基礎를 둔만한 明白한 理由가 없는限 動態統計에서 推定하느니 보다 차라리 「센사스」資料에 適用되는 "逆生殘"을 計算해서 現在의 出生水準을 推定하도록 하였다

호스타리카의 경우 1940-1945의 "逆生殘"에 依하여 推定된 44.93이라는 性과令修正 出生率은 비록 動態統計에서 最低로 推定한 것과 거의 같을지라도 (現在의 出生水準을) 이같은 一般的인 方法과 一致되도록 나타낸것으로 생각한다

1940 - 1945 의 性, 年令修正出生率이 44.93 이라는 것은 過去 特別한 変動이 없는限 適用된 것으로 假定한다.

2. 1955年에 0-4.5-9 歲의 兒童推定

307. 1955年의 코스타리카의 性、年令分布를 一次推定한것이 9表에 있는데 이 推定은 1950「센사스」에서 0-4歲의 年令集団이 不完全하게 調査되었다는 것을 고려하지 않았거나 或은 1950-1955 間의 出生이 不完全하게 調査되었다는 計慮를 하지 않았기 때문이다

308. 1940-1945 과 1945-1950 年에 性, 年令修正出生率이 1,000 當 44.93 으로 不

変하다는 假定에 넘때 1950年에 0-4 歲의 兒童을 調査한것에서 漏落分을 最低로 推定한 것이 이率과 1950年에 0-4歲群을 "逆生残" 하여 얻은 率 42.25 間의 差 即 높은 数에 대하여 5.7% 의 差로 나타난다. 「센사스」調査에서 漏落된 %는 動態統計에서 얻은 出生率을 認定할 경우이다. 그러나 이 統計는 男子와 女子를 区別하여 주지 못한다.

調査된 数를 0.943 으로 나누면 即 調査된 男子 67,481名과 女子 65,154名 代身에 男子 71,560名과 女子 69,092名인 0-4 歲의 兒童이 얻어져서, 1950年에 0-4 歲의 各性에 대한 새로운 推定数가 된다.

309. 性, 年令修正出生率이 44.93으로 不變하다고 仮定하면 1950-1955年間의 出生은 이 率을 33表에서 본바와 같이 1950-1955年期間에 15-44歲의 女子人口를 平均推定한 加重總數로 곱하여 推定한다. 答으로 나온 38.360이 年出生數로 1950年 央年에서 1955 央年까지의 總人口는 191.800名에 該當하는 것이 된다. 이 數字는 出生年度에 依한 1950-1954年間의 申告總數인 23.871名과 그 期間中 約 12.5%의 過少申告를 包含해도 超過한다.

310. 女子 100名 出生當 男子105名이라는 仮定을 하면 1950-1955年의 期間中 98.239名의 男子와 93.561名의 女子가 出生하였다고

推定된다 1955年에 0-4, 5-9 才의 生存者数는 38表와 같이 計算된다

38表. 0-4, 5-9 歲의 生存者数 推定

(코스타리카, 1955)

A. 出生群, 1950-1955 (0-4才, 1955)

		男子	女子
1.	推定出生, 1950-1955---	98.239	93.561
2.	P_b에 대한死亡水準, 1950-1955---	70	70
3.	推定生残比(P_b), 1950-1955---	0.8703	0.8882
4.	推定生存者, 1955 ------	85.497	83.101

B. 出生群, 1945-1950 (5-9才, 1955)

		男子	女子
5.	推定生存者 1950 ------	71.560	69.092
6.	P_{0-4}에 대한死亡水準 1950-1955---	70	70
7.	推定生残比(P_{0-4}) 1950-1955---	0.9584	0.9607
8.	推定生存者 1955 ------	68.583	66.377

31. 남았는 문제는 1955年의 性및 年令集団별 로스타리카 人口의 推定한 것을 그해에 대하여 公的推定한 總人口에 一致토록 하는 것이다. 38表에서 새로히 推定한 0-4, 5-9 才의 年令集団을, 이 年令集団까지의 年令集団을 合하면 總人口 948.924名이라는 予備推定이 되고, 한편 1955年 央年의 公的推定 總人口는 951.093名이었다.

各 性, 年令集団의 数를 總人口数에다 "安配"(pro-rata)하면 39表와 같이 된다

39表 性및 年令別 最終推定人口

(코스타리카, 1955央年)

年令	豫備推定		最終推定	
	男	女	男	女
全年令	474.559	474.365	475.644	475.449
0 - 4	85.499	83.101	85.692	83.291
5 - 9	65.538	66.377	68.740	66.529
10 - 14	56.195	54.865	56.323	54.990
15 - 19	48.450	48.301	48.561	48.411
20 - 24	41.325	43.581	41.419	43.681
25 - 29	35.734	38.187	35.816	38.274
30 - 34	28.867	30.125	28.933	30.194
35 - 39	23.767	24.289	23.821	24.345
40 - 44	21.627	22.024	21.676	22.074
45 - 49	17.872	18.012	17.913	18.053
50 - 54	13.864	13.662	13.896	13.693
55 - 59	10.815	10.629	10.840	10.653
60 - 64	7.888	7.748	7.906	7.766
65 - 69	5.975	5.769	5.989	5.782
70 - 74	4.057	3.822	4.066	3.831
75 - 79	2.200	2.135	2.205	2.140
80 - 84	1.097	1.031	1.100	1.033
85 +	746	707	748	709

3. 未來出生趨勢에 関한 假定

312. 코스타리카의 人口를 推計하기 위하여 1950年에서 始作하면 出生에 関한 아래와 같은 假定이 선다.

"最大" : 1940 - 1945年間 出生率不變.

"中位" : 1950年 以後 5年마다 5%씩 減少.

"最小" : 1950年 以後 5年마다 10% 씩 減少.

313. 推計를 1955年에 始作하며 또 1950 - 1954年間 発生年度別 申告出生을 재로히 統計한 것을 考慮에 넣기 위하여는 最終年에

記錄된 出生率이 上昇趨勢에 있다면 더 높은 出生을 假定하는 것이 賢明한 方法이다. 그래서 "最大"의 假定을 하면 性, 年令修正出生率이 約 1,000當 50을 未來에 維持하리라는 假定이 되어, 1948年 以來 修正된 動態統計에서 計算된 出生率의 一般水準에 該當하게 될 것이라는 假定이 된다.

314. "中位" 假定은 1950年 「센사스」時에 5-9才인 年令集団을 逆生殘시키므로 1940-1945 間에 대하여 計算된 1,000當 44.93인 出生率이 1955年에서 1975年까지 유지될 것이라는 假定을 하는 것이다. 出生率은 過去 長期에 걸쳐 아주 不安하였다.

出生이 낮은 地域과 比較할때 거의 区別할수 없다. 極甚한 人口压迫이나 強力한 出生의 減少는 가까운 장래에 일어나지 않을 것이다.

3/5. 그러나 出生이 減少할 可能性은 看過할수 없다. 都市化, 産業化, 增大될 教育과 関係된 社会変革은 이 方面으로 그들의 子女가 養育되도록 態度를 바꿀것이다. 漸進的인 減少 例를 들면 各5年期間에 있던 最終의 값의 5%까지 減少가 可能하다. 이것이 바로 "最小" 仮定이다.

3/6. 이같은 評価는 아주 試験的이라고 理解될 것이다. 国内의 事情을 잘 안다는것은 더욱 現実的인 仮定을 하는데 기초가 된다.

이 세가지 仮定은 아래와 같은 未来의 性, 年

令修正出生率는 낳는다

	1955-60	1960-65	1965-70	1970-75
"最 大"	50.00	50.00	50.00	50.00
"中 位"	44.93	44.93	44.93	44.93
"最 少"	43.81ⓐ	41.62ⓑ	39.54ⓑ	37.56ⓑ

ⓐ 1960 年까지 44.93 에서 2½ % 減少

ⓑ 5年마다 앞의 最終値에서 5% 減少

第Ⅵ編 人口推計實習

(코스타리카를例로하여)

第Ⅵ編 人口推計實習

(코스타리카를 例로 하여)

317. 人口推計를 하기 위하여 出發日字의 性、年令集団別 基礎人口推定을 맨처음 하고 다음으로 各群을 適切한 生残比로 끕하고, 未來에 出生者 中의 生存者를 加算한다. 이 計算은 〃0表와 〃1表에서 코스타리카의 例를들어 例証한 工程表(Work-sheet)를 만들면 便利하게 된다. 첫째의 工程表는 各 日字에 있는 여러 性, 年令集団에 있는 個人数와 當日字와 다음 日字間의 生残比에 대한 積으로 되어 있고 다음 〃1表는 性, 年令修正 出生率의 未來趨勢에 관한 所與의 假定에서. 性

娠可能年令女子의 推定未來數로 부터 未來出生數를 計算하는 것을 例証하고 있다

3.1.8. 以下에서 說明하는 計算方法은 코스타리카를 例로 하였으며 未來出生에 関하여는 세가지 仮說을 選択하였다.

40表　　1955－1975年間의 生存者計算

(코스타리카 男女)

性및年令	推定人口 1955	生残比 55-60	推定生存 1960	生残比 60-65	推定生存 1965	生残比 65-70	推定生存 1970	生残比 70-75	推定生存 1975
男子		(Pb=0.98777)		(Pb=0.99070)		(Pb=0.9926)		(Pb=0.9938)	
0－4	85.692	0.9648	101.335	0.9708	118.676	0.9965	139.437	0.9918	166.266
5－9	68.740	0.9924	82.676	0.9937	98.376	0.9949	115.887	0.9963	136.899
10－14	56.323	0.9933	68.218	0.9947	82.155	0.9960	97.894	0.9972	115.458
15－19	48.561	0.9899	55.946	0.9920	67.856	0.9940	81.826	0.9957	97.600
20－24	41.419	0.9860	48.071	0.9886	55.498	0.9911	67.449	0.9934	81.474
25－29	35.816	0.9834	40.839	0.9861	47.523	0.9886	55.004	0.9911	67.004
30－34	28.933	0.9792	35.221	0.9822	40.271	0.9869	46.891	0.9894	56.514
35－39	23.821	0.9728	28.331	0.9762	34.596	0.9796	39.663	0.9822	46.389
40－44	21.676	0.9629	23.173	0.9669	27.657	0.9700	33.881	0.9737	38.957
45－49	17.913	0.9482	20.872	0.9529	22.406	0.9569	26.827	0.9607	32.900
50－54	13.896	0.9232	16.987	0.9289	19.889	0.9341	21.440	0.9387	25.773
55－59	10.840	0.8869	12.829	0.8939	15.749	0.9003	18.578	0.9060	20.126
60－64	7.906	0.8398	9.614	0.8478	11.468	0.8552	14.206	0.8619	16.832
65－69	5.989	0.7678	6.639	0.7795	8.151	0.7864	9.809	0.7947	12.244
70－74	4.066	0.6697	4.598	0.6805	5.162	0.6907	6.410	0.7003	7.794
75－79	2.205	0.5531	2.723	0.5642	3.129	0.5748	3.565	0.5848	4.489
80－84	1.100		1.220		1.536		1.789		2.085
85＋	748	0.3328	615	0.3404	625	0.3473	751	0.3537	902
1955年以前出生	475.644		458.592		443.699		428.187		411.573
1955年以后出生	—		101.335		217.252		353.198		516.223
計	475.644		559.907		660.951		781.385		927.796
女子		(Pb=0.9036)		(Pb=0.9208)		(Pb=0.9380)		(Pb=0.9535)	
0－4	83.291	0.9669	98.246	0.9731	114.754	0.9791	134.500	0.9844	159.990
5－9	66.529	0.9832	80.534	0.9898	95.604	0.9952	112.256	0.9912	132.402
10－14	54.900	0.9947	66.077	0.9960	80.115	0.9971	95.260	0.9978	112.041
15－19	48.411	0.9920	54.699	0.9940	65.813	0.9956	79.883	0.9968	95.030
20－24	43.681	0.9882	48.024	0.9908	54.371	0.8930	65.523	0.9948	79.627
25－29	38.294	0.9852	43.166	0.9879	47.582	0.9904	53.990	0.9925	65.182
30－34	30.194	0.9811	37.908	0.9852	42.644	0.9868	47.125	0.9893	53.585
35－39	24.345	0.9766	29.623	0.9798	37.112	0.9838	42.081	0.9854	46.621
40－44	22.074	0.9702	23.795	0.9737	29.025	0.9678	36.474	0.9796	41.667
45－49	18.453	0.9602	21.416	0.9662	23.150	0.9678	28.352	0.9700	35.930
50－54	13.693	0.9416	17.334	0.8467	20.649	0.9515	22.405	0.9558	27.501
55－59	10.653	0.9125	12.893	0.9194	16.410	0.9256	19.648	0.9314	21.415
60－64	7.966	0.8916	9.721	0.8800	11.854	0.8880	15.189	0.8951	18.300
65－69	5.782	0.8037	6.769	0.8141	8.554	0.8240	10.526	0.8328	13.596
70－74	3.831	0.7060	4.647	0.7165	5.511	0.7304	7.048	0.7411	8.966
75－79	2.140	0.5914	2.705	0.6048	3.339	0.6171	4.025	0.6288	5.223
80－84	1.033		1.266		1.636		2.060		2.531
85＋	709	0.3552	619	0.3629	634	0.3699	858	0.3762	1.098
1955年以前出生	475.449		460.976		448.449		435.187		420.642
1955年以后出生	—		98.246		210.357		342.096		499.463
計	475.449		559.222		658.806		777.283		920.105
總計	951.093		1.119.129		1.319.557		1.558.668		1.847.901

41表 "中位"假定下의 1955-75年間의 推定出生数(코스타리카)

	1955	1960	1965	1970	1975	加重
推定女子人口						
年令						
15 - 19	48.411	54.699	65.813	79.883	95.030	1
20 - 24	43.681	48.024	54.371	65.523	79.627	7
25 - 29	38.274	43.166	47.582	53.990	65.182	7
30 - 34	30.184	37.708	42.644	47.125	53.585	6
35 - 39	24.345	29.623	37.112	42.081	46.631	4
40 - 44	22.074	23.975	29.025	36.474	41.467	1
加重總数	922.714	1.061.544	1.212.821	1.404.022	1.658.154	
平均加重總数(中央期)	992.129	1.137.182	1.308.422	1.531.088		
性.年令修正出生率						
推定年率	44.93	44.93	44.93	44.93		
5年率						
男	115.06	115.06	115.06	115.06		
女	109.59	109.59	109.59	109.59		
推定出生数						
男	114.154	130.844	150.547	176.169		
女	107.127	124.624	143.390	167.792		

A. "中位" 出生을 假定한 推定

319. "中位" 出生을 假定한 計算은 40. 41 表에 있다. 1955 年 央年에 대한 性및 年令別 基礎人口推定을 39 表에서 40 表 第1欄으로 가져 왔다. 未來期間에 對한 生残比는 22 表에서 40 表 2欄에 옮겼다. 이들 두 數字만으로 얻어진 結果는 40 表에서 各性別로 나타나 있다. 이 數字는 1955 年 央年 以前 出生에 適하는데 이 數字는 各數를 生残比로 乘해서 그 積을 다음 日字에 該當하는 한단계 높은 年令集団에 옮긴 것이다.

320. 例를 들면 처음 0-4 才의 男子가 85.692 였는데, 이 數를 1955 - 1960 年의 生残比인 P_{0-4} 0.9648 로 곱하면 1960 年에 5-9

才의 生存者 82.676 이 推定된다. 다시 82.676 을 1960 - 1965 年의 P_{5-9}, 0.9937 로 나누면 1965 年에 10 - 14 才된 男子 82.155 를 얻게 되며 이것을 反復하면 된다.

321. 41表의 15 - 19 에서 40 - 44 까지의 年令集団에 있는 女子数는 40表에서 그대로 옮겨 쓴 것이다 計算을 함에 따라 그 自身이 未來出生의 母体의 生存者인 1975 年에 15 - 19 才의 女子를 除外하고 全年令集団이 그대로 쓰여질수 있다 이 段階에 이르기까지 各日令에 대한 加重總数는 1970 年까지만 얻을수 있다 이 加重總数를 平均하면 1955 - 1960, 1960 - 1965, 1965 - 1970 의 各期間에 대한 平均加重總数가 얻어진다

"中位" 仮定에 대한 男、性. 年令修正出生率은

44.93/00, 다시 말하면 5年期間에 대하여

224.65 이다. 万若 女子 100名 出生當 男子

105 名 이라면 男子의 5年期間에 대한 出生率은

115.06 이고 女子는 109.59 이다. 各期間에 대한

女子의 平均加重總数를 이 率로 乘하면 1970

年까지의 各性에 대한 推定出生数가 얻어진다

322. 이 推定出生数를 當該 期間의 生残比(Pb)

로 乘하면 各期末에 0~4 才의 推定生存者가 되는

데, 이것은 40表에 記入돼 있다. 例를 들면

1955-1960의 推定男子出生数 114.154 를

1955-1960年의 Pb, 0.88077 로 승하면

1960年에 0~4 才의 推定数 101.335 를 얻게

된다. 順次的인 期間에 適合하는 生残比를 適用하면 40表의 下端線上에 있는 全年令集団에 대한 生存者를 推定하는 計算이 되는데, 여기서는 1975年에 0-4才의 集団은 除外된다.

323. 그렇게 하여 얻어진 1975年에 15-19才의 推定女子生存者는 41表에 記入되어 있고 1975年에 0-4才된 生存者의 推定을 하므로서 1970-1975의 出生計算을 完結하여 40表에 記入 하였다.

42表 "最大"및 "最小"假定下 1955-75年間의 推定出生数 (코스타리카)

	1955-60	1960-65	1965-70	1970-75
"最大" 仮定				
平均加重女子總数 (15-44才)	992.129	1,137.182	1,308.422	1,536.448
性年令修正出生率:				
推定年率	50.00	50.00	50.00	50.00
5年率:				
男	128.05	128.05	128.05	128.05
女	121.95	121.95	121.95	121.95
推定出生数:				
男	127.042	145.616	167.543	196.740
女	120.990	138.619	159.542	187.370
"最小" 仮定				
平均加重女子總数(15-44才)	992.129	1,137.182	1,308.422	1,509.900
性年令修正出生率:				
推定年率	43.81	41.62	39.54	37.56
5年率:				
男	112.20	106.59	101.26	96.19
女	106.85	101.54	96.44	91.61
推定出生数:				
男	111.317	121.212	132.491	144.161
女	106.009	115.435	126.184	140.154

43表 "最大" "最小" 假定에 依한 出生(1955-75)에의 生存者(1960-75)
(五스計劃)

年令	推定生存 1960	生残比 (PX) 60-65	推定生存 1965	生残比 (PX) 65-70	推定生存 1970	生残比 70-75	推定生存 1975
最大仮定							
男子							
0-4	112.775	0.9708	132.074	0.9745	155.178	0.9818	185.685
5-9			109.482	0.9949	128.970	0.9963	152.354
10-14					108.944	0.9972	128.493
15-19							108.619
1955年以前出生	458.572		443.699		428.187		411.573
1955年以后出生	112.775		241.556		393.072		575.151
男子計	571.347		685.255		821.259		986.724
女子							
0-4	109.329	0.9731	121.696	0.9791	148.669	0.9844	178.657
5-9			106.386	0.9962	125.027	0.9972	147.334
10-14					105.982	0.9978	124.677
15-19							105.749
1955年以前出生	460.976		448.449		435.187		420.642
1955年以后出生	109.329		234.082		380.698		556.407
女子計	570.303		682.531		815.885		977.049
總計	1.141.786		1.367.786		1.637.124		1.963.783
最低仮定							
男子							
0-4	98.816	0.9708	109.939	0.9745	122.713	0.9818	138.891
5-9			95.931	0.9949	107.355	0.9963	120.480
10-14					95.442	0.9972	106.958
15-19							95.115
1955年以前出生	458.572		443.699		428.187		411.593
1955年以后出生	98.816		205.870		325.510		461.077
男子計	557.388		649.569		753.697		873.017
女子							
0-4	95.790	0.9731	106.293	0.9791	118.361	0.9844	133.637
5-9			93.213	0.9962	104.071	0.9972	116.515
10-14					92.859	0.9978	103.780
15-19							92.655
1955年以前出生	460.976		448.449		435.187		420.642
1955年以后出生	95.790		199.506		315.291		446.587
女子計	556.766		647.955		750.478		867.229
總計	1.114.154		1.297.524		1.504.175		1.740.306

B. 選擇的出生假定에 依한 推定

324. 推計는 "中位" 出生假定에 添加해서 第V編 마지막 章에서 論議한것에 따라 性, 年令修正出生率이 1,000當 50으로 不変하다는 "最大" 假定이나, 率이 1,000當 44.93에서 持續的으로 減少한다고 假定한 "最小"의 假定으로 推定하도록 한다.

이같은 選択的인 假定은 1955年 以後 出生한 出生者中의 生存者数에만 適用한다.

325. 이 選択的推定出生은 42表에서 보는바와 같이 41表를 修正하여 얻는다. 妊娠可能年令女子의 加重總数는 1970-1975年까지 不変하게 되며 이때 加重總数는 1955-1960年의 出生女

子推定数 即 1975年에 15-19才인 女子推定出生数의 大、小를 考慮하지 않으면 안된다.

326、42表로 부터 推定未來出生数를 Pb 比率로 곱하면 43表와 같이 되는데 이것은 1960年에 0-4才, 1965年에 0-9才, 1970年에 0-15才, 1975年에 0-19才에 該當하는 生存者数를 計算한 것이 된다.

43表는 40表의 下段線上의 出生部分을 代置시킨 것이다.

327. 40表에서 얻은 1955年 以前 出生者에서 生存한 者는 未來出生仮定의 選択에 依하여 영향을 받지 않는다.

두가지로 仮定된 未來總人口数는 1955年 以前

出生한 生存者를 未來出生할 生存者의 推定数에다 合하면 된다.

"中位" 仮定으로 하면 1975年까지 總人口는 約 1,850,000 人 이다. "最大"와 "最小"로 仮定한 總人口는 1975年의 "中位" 人口에 比하여 1,900,000 名을 超過하거나 1,800,000 名을 下回하게 된다. 予測할수 없는 事態가 発動하지 않은 限 總人口는 1,950,000 에서 1,750,000 간에 있게 될것 같다.

Ⅶ編　移　民

Ⅶ 移 民

328. 大部分의 人口推計는 入國移民이나 出國移民의 変動을 考慮하지않고 單只 出生, 死亡에 要因만을 考慮하여 計算된다. 推計期間中 重大한 役割을 할만한 移民이 予測되지 않은 境遇에는 그 같은 推計가 適切하다. 國際的 移民은 事実 近來에 大多数國家에 있어서 人口趨勢에 比較的 적은 影響을 미쳤으며, 大槪 移民의 効果가 繼續 큰影響을 주지않을것이라고 假定할수 있다. 그러나, 그런 假定이 現実과 附合되지 않을 境遇에는 移民의 要因을 計算上에 反映시켜야 마땅할것이다. 생각할것은 移民의 量이 未來人口의 規模에 그다지 큰 影響을 주지않

음에도 不拘하고 移民人口의 特殊한 性, 年令構成때문에, 어떤 性, 年令集団이 다른 年令集団에 比하여 数字上으로 크게 影響을 받았던것이다。

３２９。大体로 未來移民의 方向을 推断하는것이 出生 或은 死亡을 推定하는것보다 어렵다。 移民은 推計中 國内뿐만 아니라 國外에 일어나는 経済状態의 変化에 아주 鋭敏하다。 法律을 改定하고, 行政協定을 調整하며 國民感情이 달라지는等 모두 移民에 미치는바 効果가 크다。 그러나 또한 大多数國家에서 出入國移民에 対한 過去趨勢를 満足스럽게 測定할수 없었다。 여기에 関한 統計는 아주 그릇되기 쉬우며 이같은 範囲와 限界가 一國人口에 最後的으로 미치는 移出入動態를 測定하는데 適合하지

못하게 한다 이런 理由로 移民의 効果에 関聯된 計算은 出生이나 死亡에 関聯된 計算에서 別途로 取扱해야하고, 그 結果는 分離하여 나타내며 그로서 出入國移民의 未來量에 関한 여러가지 假定을 別途로 推定을 할수 있도록 하여야 한다。 이 点으로 봐서 UN 職員이 立案한 人口推計에는 移民의 要因이 取扱되고 있는것이다

A. 近來 欧洲人의 海外運動에 関한 標準

330。 라틴·아메리카에 対한 UN推計는 한가지 標準을 따랐는데 그 標準은 出入國移民의 年年의 量이 여러 性, 年令集団의 人口数에 미치는 効果를

推定하는데 使用되었으며 이 地域의 諸國家에 対한 移民에 関係없이 計算된 것이다。 이 標準은 47 表에서 50表까지에 再錄되고 있다 이것은 戰后의 아르헨티나의 出入國移民統計에 基礎를 두었으며, 近來에 欧洲에서 海外諸國에 移民한 것이나 以前 移住者의 復帰運動에 関한 것이다。 이같은 資料에서 얻은 標準을 相異한 狀態下에 일어날 國際運動에 修正하지않고 適用할수 없다, 그러나 諸般事情에 適合한 標準을 세움에는 同一한 方法을 쓰면 되는것이다

331。標準假定은 如何間 入國移民이 年 100,000 그리고 出國移民이 年 25,000名이라하고 나머지 75,0000이 年純入國移民이라고 假定한다。 出國

移民 對 入國移民의 이같은 比率은 近來의 아르헨티나의 經驗에 거의 一致한다。 大多國家가 長期에 걸쳐 大量的으로 欧羅巴入國移民을 받았던 것처럼 아르헨티나의 出國移民은 以前移入者가 그들의 本國으로 되돌아간것이 主가 되어 있다

332。 入國移民의 効果나 出國移民의 効果에 関한 것은 이 標準假定으로 分析計算하여 나타내는데 그렇게 하므로 어떤 바라는 假定을 出入國移民의 相対的인 數에 따라 適用하는 것이 可能하다。 出入國移民을 分離取扱하는 것이 必要한 理由는 移民의 性, 年令構成이 다르기 때문이다

移入國者中에는 壯年層 特히 青年層이 大多数이다。 移民이 大部分 그들의 本國으로 되돌아온 入國移住

者인 경우에는 그들중에는 高令이 大部分인데 그것은 入國移民과 帰鄕移民의 時差때문이다。 出入國移民의 性, 年令分布는 補捕法을 써서 1948—1952年에 対한 아르헨티나의 統計에서 얻었다。 이 資料는 부라질, 캐나다, 濠洲의 統計에서도 거의 같은 것이었으며 아마 欧羅巴에서 일어나고 있는 近來의 大大的인 움직임이 가장 代表的인 構造를 나타내는것이다

B. 移民 人口의 推計

333。移民統計가 区分되는 것은 入國移民을 받는 國家에 到着 或은 出発할때의 年令에 依한다。 5年期間의 末期에 있어서, 그 期間의 末期에 入國

或은 出國하는 者의 大部分은 同一 5才年令集団에 있게될 것이며, 反面에 그 期間의 初期에 到着 或은 出発한 者는 거의 大部分 다음 5才年令集団에 있게될것이다. 그 期間의 末期에 있어서 各 年令集団에 있는 者의 数에 미치는 効果를 算定하기爲하여는, 그 期間의 初期나 或은 末期에 있어서 5年期間에 걸쳐 到着 或은 出発한 모든 移住者의 年令別構造를 推定하는것이 必要하다. 初期의 이같은 年令構造를 推定하려면 運動이 일어난 瞬間에 주어진 年令에 있는 移民数를 平均하여 그것을 5로 乘하면 된다. 여기에 残余数字는 몇가지 考慮下에서본 (入國移民의 경우는 海外出生, 出國移民의 경우에는 國內出生) 5年期間中의 出生兒이다.

334。그들이 移動을 하던 5年期間中 移民은 (入國移民이든 出國移民이든) 大槪 2½年동안은 國內 居住하였던것으로 假定한다。 그런故로 그들의 到着 (或은 出發)의 瞬間에서 이 期間의 末期까지의 死亡의 危險度는 5年期間에 該當하는 年令群의 死亡危險度의 約 ½이 된다。 그래서 移民의 標準性 年令集団의 死亡은 非移民集団의 死亡의 ½ 即 ½(1+Px)로 推計된다。 다음 期間에 對하여는 移民의 生存者數는 非移民人口에 對하여 使用되는 生殘比를 그대로 適用해서 計算했다

335。使用된 生殘比는 1960—65 期間의 아르헨티나人口推計를 爲하여 作成된 것이다。 아르헨티나의 死亡은 아주 낮아서 移民이 있었던 歐羅

巴諸國의 것과 比較된다。 아르헨티나 或은 諸國에 対한 欧羅巴人의 入國移民은 비록 그들의 死亡率이 移民이 있었던 어떤나라의 土着人口가 経験한 死亡率보다 낮을 지라도 死亡率이 그대로 維持될수 있는 環境을 自身이 만들것 같다

336。이같은 標準假定에 対한 融通性을 保持하기 爲하여 推計된 1960—1965의 死亡 水準이 不変하다고 假定하는것은 30年期間에 限한다。 이같은 假定은 死亡이 減少한다는 假定으로 人口를 推計한것과 別般矛盾点이될 것이다。 말하자면 1950—1955年間 年100,000名의 入國移民이 1955年 或은 1960年의 人口에 미칠 人口学的効果가 1965—1970年間 年

100,000名의 入國移民이 1970年 或은 1975年의 人口에 미칠 人口学的効果와 同一하다고 생각하는것은 有益하다. 그로因해서 標準假定은 時에 無関係하고 여러 경우에 利用할수 있다.

337. 特殊한 問題에 結付된것은 移住者에 対한 出生을 推定하는것이다. 移民은 移動한 다음 一定한 準備期間은 修正期間을 要하기때문에, 또한 夫婦의 別居期間이 多少 長期이기때문에 移動 前後해서 相対的으로 出生이 낮다. 더구나 移住者는 一般的인 人口를 代表하지 않는데, 많은 家族을 거느린 夫婦가 移住하는 경우란 單身이나 夫婦만이 移住하는 경우에 比하면 거의 敢다시피되어 있다.

338. 이미 言及한바 移住者가 到着 或은 出発

以前에 出生한 兒童에 關한 殘余数字는 移住者의 年令資料를 時間係로 修正하는 過程上에서 얻어진것이다。 普通 이들 兒童은 5年期間의 1/2의 該當期間에 出生한 것일것이다。 移住者中에서 妊娠可能年令에 있는 女子의 数에 対한 이들 兒童의 比率은 그들이 移民하기 以前 5年期間中 移住한 者의 性, 年令修正出生率이 된다。 아르헨티나로 入國移民한 者의 出生도 그렇게 推定된 것이며 非正常的으로 너무 낮다。 그리고 出國移民의 경우도 너무 낮다

339。最初의 修正期以后 移住者의 出生은 非移住人口의 出生을 上廻하는데, 그것은 独身移住者가 結婚하여, 또 出生이 遲延되었던 移住夫婦가 어린애

를 낳기 始作하기때문이다。 한편 移住者의 出生이 修正된后 長期間 낮게 남아 있다는 事実이 있을수 있다。 特殊한 情報가 없는 경우에는 여러가지 仮説을 세울수 있다。

340。여기에 選択한 出生의 仮定은 비록 実際에 基礎를 두지 않았지만, 너무 煩雜함을 避하여 充分히 現実的인 것이다。 移民이 있은后 그 5年동안 移住者의 出生은 移住 以前에 낮게 推定된 아르헨티나의 非移住人口의 水準을 上昇할것이며 그 後는 그水準에 머무를것이다。 移住는 5年동안 여러時期에 나타나기때문에 全移住群의 出生은 그 期間의 初期나 末期에 移動하는 移住者의 總数를 平均하여 推定한다

C. 移民의 計算上 效果와 純粹한 效果

341。여태껏 敍述한 方法에 依하여 年100,000名의 入國移民과 25,000名의 出國移民(主로 帰國移民)의 5年 效果를 分析해서 計算할수 있다。그같은 運動의 未來效果는 生殘比와 性, 年令修正出生率로 推計된다

萬若 運動이 1950—1955동안에만 일어나서 그後는 急作히 中斷되었다면 出入國移民에 對하여 各各 47, 48表에서 이 效果를 나타내고 있다。 入國移民에서 出國移民을 뺀 純效果는 49表에서 나타나 있다。

342。特殊한 境遇에 있는 正確한 狀態를 把握

하기 爲하여 이들 仮定을 여러가지로 修正할것이 要求된다。 萬若 出入國移民을 仮定한 100,000과 25,000名이 各各 다르다고하면, 이 数字를 適切한 係数로 乘하는것이 必要하다。 例를들면 年入國移民이 200,000名이고 年出國移民이 50,000名이랄것 같으면 47, 48, 49表에 있는 各数를 2로 곱하면 된다。 萬若 年 100,000의 入國移民과 50,000名의 出國移民이 있다고 仮定하면 49表로서는 直接計算할수 없지만 求하는 数는 47表의 数에서 48表의 数를 두배한것에서 빼면 얻을수 있다。 똑같은 모양으로 出入國移民의 量에 関한 仮定은 47表와 48表에다 適用시킬수 있다

343. 時間關係는 아주 自由스럽게 變更할수 있다. 5年期間의 始初에 未來의 어떤 해까지 移民이 없다고 假定할수 있는데, 이 效果가 늦게 일어나는 경우를 除外하고는 表에 나타난 效果 그대로일것이다.

344. 그런데 5年의 마지막에 일어나는 運動은 特殊한 狀態 即 避難民의 移動과 같은 경우를 除外하고는, 일어나지 않을것 같다. 大体로 正常的인 移民運動은 비록 時間에 따라 年移民量이 다를지라도 아주 長期에 걸쳐 持續된다.

345. 50表에 나타난것은 30年間 계속할 出入國移民의 所與의 年量에 關한 效果이다. 비록 移民의 量이 그같이 不變하리라고 期待

할수는 없지만, 標準仮定은 한 期間에서 다른 期間으로 受하는 適切한 運動効果를 測定하는 單純한 方法을 提供할것이다。 이 数는 49表의 各欄上에 있는 数를 한欄 한欄씩 順次的으로 보태어 얻은것이다。 그래서 49表에 있는 1955年의 欄의 数字는 所與日字 前의 5年中 移民한 總数다。 1960年欄의 数字는 所與日字 前 10年에 対하여 5年에 일어난 運動効果를 나타내며, 50表의 1960年欄에 表示된 数字를 두개를 합한 總数는 所與日字 前의 10年期間中에 同一하게 継續될 累積的인 運動効果를 나타낸다。

346。 50表에 包含된 恒久如一한 運動에

關한 仮定은 変更할수 있다。 例를들면 万若 入國移民이나 出國移民이 時間이 経過함에 따라 年量이 增加 或은 減少할 경우에는, 49表의 数字는 여러時間에 対하여 適合하다고 仮定되는 여러가지 不変数로 부터 分離 計算하여 이 入國移民의 結果에서 出國移民의 結果를 빼면 純累積効果를 얻는다。

D. 標準仮定을 人口推計에 適用

347。 50表에 나타난 数나 或은 이 数를

適切히 修正하면 出生, 死亡에 関한 仮定을 基礎로 하여 作成된 人口推計에 直接 追加시킬수 있다。 이같이 移民의 効果를 分離 取扱하는 것은 移民에 関한 不確実한 予測과 自然増加와 区別되는 効果에 着眼한 理由이다。 移民에 関한 仮定은 모든 仮定中에서도 初期修正이 必要할것 같다。 移民模型의 変数를 달리 取하여 修正할수 있다。

348。 移民의 量이 크지않다면 國際移民의 人口学的効果는 놀라울程度로 적다고 断言할수 있다。 南美의 未來人口에 関한 報告文에서 設定한 仮定을 보면 아르헨티나의 人口는 1950年에 1,700,000名에서 1980年에는 2,600,000名으로 増加할 것이다(移民이 없고, 中位出生仮定에 依함)。 標準

仮定의 範囲로 移民이 継續되면 即 年 100,000의 入國移民과 年 25,000의 出國移民이 継續된다면 1980年의 總人口는 約 3,000,000名이 增加할것이나, 그러나 그같은 移民量이 그 期間中에 継續할것인지 疑心스럽다。 이같은 運動의 効果가 아르헨티나人口에 다시 나타날 徵兆는 稀薄하다

349。 이경우는 國內移民과는 아주 다르다。 國內의 어느 一部地方, 例를들면 市, 道, 郡과 같은 地方의 人口成長과 構造는 根本的으로 國內移民의 影響을 자주 받는다。 群生殘法(The cohort-survival method)을 써서 一國의 一部人口를 推計한것은 國內運動의 効果를 計算上에 包含시키지

않았다면 現実的인 것이 되지않는다。 그런데 여기에 必要한 統計가 大多分 入手할수 없다。

44表. 移民模型：5年間의 出入國移民의 期首의 性 및 年令分布

(불가리아 統計, 1935 — 38)

年令	出國移民의 出國時 年令分布		出國移民20,000, 入國移民2,000으로 登錄移民 配分		5年期間中, 期首年令別, 推定分布	
	男	女	男	女	男	女
出國移民						
計	55,271	38,523	12,044	7,958	60,221	39,794
0 —— 4	5,504	5,153	1,199	1,123	5,825	5,425
5 —— 9	5,192	4,805	1,131	1,047	5,795	4,940
10 —— 14	5,447	4,263	1,187	929	5,255	3,798
15 —— 19	4,200	2,707	915	590	4,608	3,078
20 —— 24	4,258	2,941	928	641	6,088	3,348
25 —— 29	6,918	3,205	1,507	698	7,022	3,318
30 —— 34	5,977	2,886	1,302	629	5,922	2,868
35 —— 39	4,895	2,377	1,067	518	4,692	2,250
40 —— 44	3,718	1,752	810	382	3,605	1,762
45 —— 49	2,900	1,482	632	323	2,778	1,488
50 —— 54	2,200	1,250	479	272	2,070	1,280
55 —— 59	1,600	1,100	349	240	1,472	1,090
60 —— 64	1,100	900	240	196	982	898
65 —— 69	700	750	153	163	600	680
70 —— 74	400	500	87	109	328	435
75 —— 79	200	300	44	65	138	228
80 —— 84	50	120	11	26	35	82
85 +	12	32	3	7	8	18
入國移民						
計	4,391	1,996	1,377	625	6,881	3,125
0 —— 4	67	75	21	23	182	158
5 —— 9	165	127	52	40	312	222
10 —— 14	233	156	73	49	440	312
15 —— 19	328	242	103	76	492	505
20 —— 24	299	403	94	126	732	572
25 —— 29	635	329	199	103	982	422
30 —— 34	618	211	194	66	922	298
35 —— 39	558	169	175	53	808	215
40 —— 44	473	105	148	33	650	132
45 —— 49	357	64	112	20	475	85
50 —— 54	250	45	78	14	335	58
55 —— 59	180	30	56	9	235	38
60 —— 64	120	20	38	6	142	25
65 —— 69	60	12	19	4	70	15
70 —— 74	30	5	9	2	35	8
75 —— 79	15	2	5	1	15	2
80 —— 84	2	1	1	0	2	0
85 +	1	0	0	0	0	0

五. 移民 推計의 選擇的 模型

350. 47表에서 50表까지에 提示된 아르헨티나의 資料에 基礎한 模型에다 適合한 修正을 加하면 同一形態가 되리라고 推測되는 移民에 適用시킬수가 있다. 萬若 다른 形態로 나타날 重要한 運動이 予見된다면 얻을수 있는 適切한 統計에 基礎를 둔 다른 模型이 要求될것이다. 이것을 例證하기위하여, 1935—1938年의 불가리아統計를 基礎로하여 그같은 模型의 構造를 例로 하였다. 이 資料가 반드시 現存事態에 關係된것은 아니다. 이것을 單只 方法을 例證하기 위한것임에 不過하였다.

F. 移民의 性, 年令 分布

351. 1935—1938年間의 불가리아는 年令이 밝혀진 91,794의 出國移民과 6,387의 入國移民이 記錄되었다. 이 運動의 大部分은 불가리아와 其他欧羅巴諸國間에 일어난것이다. 年移民이 20,000의 出國移民과 2,000의 入國移民이라는 模型은 이 数字에서 들어낸것이다.

352. 5年期間의 期首에 移民의 年令分布를 抽出한 것이 44表에 있다. 불가리아의 統計는 50才 以上의 年令集団을 表示하지 않았다. 그래서, 5才 年令集団은 아주 細分

된 統計를 가진 다른 나라에 나타난 特徵的인 패턴과 大略 一致하도록 推定하였다。

이 數는 模型에서 仮定한 20,000의 入國移民과 2,000의 出國移民에 "安配"(Pro-rate)하였다。 이 群은 順次的인 年令集団을 平均하여, 5로 乘하여 推定했다。 이 方法으로 하면 1 期間의 期首에 아직 出生하지 않았던 0—4才의 移民児童의 殘余推定数가 남는데 이것을 써서 移民의 出生을 推定한다。

G. 死 亡

353。 이 例를 補充하기 위하여, 移住者의

死亡이 模型生命表의 60, 即 出生時의 平均余命이 50年인 것에 屬한다고 仮定한다。 模型仮定의 融通性을 堅持하기 위하여 死亡이 不変하다고 仮定한다。 移民運動의 5年期間 其後의 期間에 対하여 全5年期間의 生残比가 適用한다。 移民運動이 発生한 期間에 対하여, 生残比는 公式 $\frac{1}{2}(1+P_x)$로 決定되며, 그 期間中의 移民出生児의 生残比는 除外되었다。 児童死亡은 出生後 아주 크나, 児童이 반드시 出生直後 移民하지 않는다。 그런故로 이 期間中 移民出生児의 生残比는 $\frac{1}{3}(1+2P_b)$

에서 推定된다。 生殘比는 45表에 있다。

45表. 불가리아 統計에 基礎한 模型: 移民發生期間과 다음 期間의 移住者 生殘比

年令	移住期間의 生殘比(P_x)		다음期間의 生殘比(P_x)	
	男	女	男	女
	(P_b=0.8937)	(P_b=0.9063)	(P_b=0.8406)	(P_b=0.8594)
0 —— 4	0.9722	0.9732	0.9445	0.9463
5 —— 9	0.9917	0.9914	0.9834	0.9823
10 —— 14	0.9914	0.9910	0.9827	0.9819
15 —— 19	0.9870	0.9872	0.9741	0.9745
20 —— 24	0.9844	0.9847	0.9688	0.9694
25 —— 29	0.9836	0.9837	0.9673	0.9674
30 —— 34	0.9822	0.9827	0.9644	0.9654
35 —— 39	0.9790	0.9811	0.9580	0.9622
40 —— 44	0.9734	0.9778	0.9467	0.9556
45 —— 49	0.9647	0.9718	0.9294	0.9437
50 —— 54	0.9552	0.9626	0.9045	0.9252
55 —— 59	0.9339	0.9474	0.8678	0.8949
60 —— 64	0.9070	0.9230	0.8141	0.8459
65 —— 69	0.8684	0.8855	0.7367	0.7710
70 —— 74	0.8167	0.8331	0.6334	0.6662
75 —— 79	0.7524	0.7684	0.5049	0.5369
(85 +)	(0.6494)	(0.6606)	(0.2988)	(0.3217)

出生

354. 移民運動이 일어나기 以前의 移民出生은 移民以後의 出生과 반드시 同一한것은 아니다. 그럼에도 不拘하고 移民以前에 女子가 남은 實績을 檢討할 価値가 있다.

萬若 5才以下의 児童은 値時 母와 함께 移民된다고 仮定하면 記錄된 移住者中 姙娠可能年令에 있는 女子에 대한 이 年令의 児童과의 関係는 出生을 推定하게끔한다.

記錄된 移住児童数를 安配"(p10-rate)한後 生残比율로 나누고, 다시 5로나누면 男子出生年推定数 2853과 女子 2613을 얻는다.

即 總出生数 5466을 얻으며 또 入國移民両性

에 대한 男子 5.0과 女子 5.4 則, 0.4의 出生을 얻게된다. 当該 平均加重女子 總數는 15~44才의 各年令 集団의 女子數를 5才以上의 女子數로 平均하여 算出한다.

이 計算은 46表에 보다.

46表　移住以前5年期間中의 性、年令 修正出生率
(불가리아 統計, 1935~38)

年令	女子移住者 算术平均	女子移住者 5才加重	女子移住者 平均	加重	推定年出生数	性、年令修正出生率
出國移民						
15~19	590	641	616	1		
20~24	641	698	670	7		
25~29	698	629	664	7		
30~34	629	518	574	6		
35~39	518	382	450	4		
40~44	382	323	352	1		
計	—	—	—	—	546.6	35.15
加重總計	—	—	15,550			
入國移民						
15~19	76	126	101	1		
20~24	126	103	114	7		
25~29	103	66	84	7		
30~34	66	53	60	6		
34~39	53	33	43	4		
40~44	33	20	26	1		
計	—	—	—	—	10.4	5.09
加重總計	—	—	2,045			

355, 出國移民女子에 대한 出生推定은 正常狀態를 고려하게 表示한 것이나 入國移民女子의 推定出生은 그들의 大多數가 独身女子이기 때문에 普通以下로 낮다.

이 例를 例証하기 위하여 出國女子의 出生이 不変하게 남아있으나 入國移民女子의 出生은 移民이 있은 5年 期間의 末期까지 推定된 水準이 낮게된 데서 머물고 있다고 仮定한다.

그래서 入國移民의 性, 年令 修正出生率은 移民期間中에는 1,000 当 5.09, 다음 5年期間에는 20.12, 다음 期間은 35.15가 될 것이다.

人口学的 效果 測定

最初 5年期間中 年移民이 20,000名이라는 仮定에서 오는 順次的인 未来日字에 있는 人口의 여러 世, 年令集団에 還元된다는 것은 44表의 마지막 두 欄에 나타난 出國移住者를 推計하므로 計算된다.

年入國移民이 20,000이라는것은 이 表에 마지막 두 欄에 있는 入國移住人口를 推計하므로 計算된다. 細密한 計算은 여기에서 避한다. 그것은 第VI編의 工程表에 나타난 人口推計를 위한 패턴을 正確하게 따르면 되기 때문이다. 單一5年期間中의 出入國移民의 效果를 測定한 模型이 얻어졌다면 아르헨티나의 統計를 基礎로한 模型을 參酌하여 위에서

說明한 方法으로 未來期間에 同一率로 推移될 移民의 累積效果의 模型을 算定할 수 있다.

第Ⅷ編　追加推定

44表 1950~55年中 年入國者 100,000에 대한 人口增加

(아브쉬의 統計, 1948~52에 基한 模型)

性및年令	1年間의到着者	追加人口 1955	1960	1965	1970	1975	1980
計, 男女	100,000	523,400	569,400	609,100	638,100	659,600	681,700
男子, 計	58,600	304,100	326,400	345,000	357,300	365,800	373,900
0~4	3,800	23,700	30,900	29,700	26,100	25,600	28,700
5~9	3,200	17,400	23,400	30,500	29,300	25,800	25,300
10~14	3,700	17,400	17,300	23,200	30,400	29,200	25,700
15~19	5,300	22,400	17,300	17,200	23,100	30,200	29,000
20~24	7,900	32,700	22,200	17,200	17,100	22,900	29,900
25~29	9,200	42,400	32,300	22,000	16,900	16,800	22,600
30~34	7,600	41,700	41,800	31,900	21,700	16,700	16,600
35~39	5,900	33,500	41,000	41,100	31,300	21,300	16,400
40~44	4,400	25,500	32,800	40,100	40,200	30,600	20,800
45~49	3,100	18,400	24,600	31,600	38,700	38,800	29,600
50~54	1,900	12,200	17,500	23,400	30,100	36,800	36,900
55~59	1,200	7,500	11,400	16,300	21,800	28,000	34,300
60~64	700	4,500	6,700	10,200	14,600	19,600	25,200
65~69	400	2,600	3,800	5,700	8,600	12,400	16,600
70~74	200	1,400	2,000	3,000	4,400	6,700	9,600
75~79	100	600	900	1,400	2,000	2,900	4,500
80~84	—	200	300	500	700	1,000	1,600
85+	—	—	100	200	300	400	600
女子, 計	41,400	21,930	243,000	264,100	280,800	293,800	308,200
0~4	3,300	22,700	29,700	28,500	25,100	24,600	27,500
5~9	3,000	15,500	22,500	29,300	28,200	24,800	24,300
10~14	3,100	15,300	15,400	22,400	29,200	28,100	24,700
15~19	3,700	17,000	15,100	15,400	22,200	29,100	27,900
20~24	4,800	21,300	17,900	15,000	15,200	22,000	28,800
25~29	5,600	26,000	21,000	16,700	14,800	15,000	21,800
30~34	4,600	25,600	25,600	20,700	16,500	14,600	14,800
35~39	3,500	20,300	25,200	25,300	20,500	16,200	14,400
40~44	2,800	15,700	20,000	24,800	24,900	20,100	16,000
45~49	2,200	12,400	15,400	19,500	24,200	24,300	19,600
50~54	1,700	9,500	12,000	14,800	18,800	23,400	23,500
55~59	1,200	6,900	9,000	11,400	14,100	17,900	22,200
60~64	800	4,800	6,400	8,300	10,500	13,000	16,500
65~69	500	3,200	4,200	5,600	7,300	9,200	11,500
70~74	300	1,900	2,600	3,400	4,600	6,000	7,500
75~79	200	1,000	1,400	1,800	2,400	3,300	4,300
80~84	—	300	600	800	1,100	1,400	1,900
85+	—	—	100	300	500	700	900

48表　1950~55年中 年出國者 25,000에 대한 人口減少

(아르헨티나統計, 1948~52에 基한 模型)

性及年令	一年間 年出發者	控除人口 1955	1960	1965	1970	1975	1980
計 男女	25,000	127020	126800	123700	117,800	110700	104,200
計 男子	16,800	84,500	82,800	79,400	74,400	68,600	63,100
0~4 ——	200	3,200	3,900	3,200	2,500	2,500	3,100
5~9 ——	200	1,100	3,200	3,900	3,100	2,500	2,400
10~14 ——	300	1,300	1,100	3,200	3700	3,100	2,400
15~19 ——	500	1,900	1,300	1,100	3,100	3,700	3,100
20~24 ——	1,100	3800	1,900	1,300	1,100	3,100	3,700
25~29 ——	1,700	6,900	3,800	1,900	1,200	1,100	3,100
30~34 ——	1,900	8,900	6800	3700	1,300	1,200	1,100
35~39 ——	2000	9,600	8,300	6700	3,700	1,800	1,200
40~44 ——	2100	10,100	9400	8,600	6,500	3,600	1,800
45~49 ——	2,000	10,100	9,700	9,100	8,300	6,300	3,500
50~54 ——	1,600	9,000	9,600	9,300	8,600	7,900	6,000
55~59 ——	1,200	6,900	8,400	9,000	8,600	8,000	7,300
60~64 ——	900	5,000	6,200	7,500	8,100	7,700	7,200
65~69 ——	600	3,400	4,200	5300	6,400	6,800	6,600
70~74 ——	300	2,000	2700	3300	4,100	4,900	5,300
75~79 ——	100	900	1,400	1,800	2,200	2700	3,300
80~84 ——	—	300	500	700	900	1,200	1,400
85+ ——	—	—	100	200	400	500	700
計 女子	8,200	42,700	44,000	44,300	43,400	42,100	41,100
0—4 ——	200	3,100	3,700	3,000	2,400	2,400	3,000
5~9 ——	200	1,100	3,100	3,600	3,000	2,400	2,300
10~14 ——	300	1,200	1,100	3,000	3,600	3,000	2,400
15~19 ——	300	1,500	1,300	1,100	3000	3,600	3,000
20~24 ——	500	2,200	1500	1,200	1,100	3,000	3,500
25~29 ——	700	3,100	2100	1,500	1,200	1,100	3,000
30~34 ——	800	3,700	3,000	2,100	1,500	1,200	1,100
35~39 ——	800	4000	3,600	3000	2,100	1,500	1200
40~44 ——	900	4,300	3900	3,600	2,900	2,100	1400
45~49 ——	900	4400	4200	3800	3500	2900	2000
50~54 ——	800	4100	4300	4000	3700	3400	3800
55~59 ——	600	3500	3900	4100	3800	3500	3200
60~64 ——	500	2700	3200	3,600	3800	3500	3200
65~69 ——	300	1,900	2900	2800	3,200	3300	3100
70~74 ——	200	1,200	1,500	2000	2300	2600	2700
75~79 ——	100	600	800	1,100	1,400	1600	1,900
80~84 ——	—	200	300	520	600	800	1000
85+ ——	—	—	100	200	300	400	500

~104~

49表 1950~55年中 年100,000의入國者와25,000의出國者에 대한 総人口効果

(가定혠計사 総計, 1948~52, 에 基한 模型)

年令	1年間의 出入	1955	1960	1965	1970	1975	1980
計 男女	75,000	396,200	442,600	485,400	520,300	548,900	577,700
〃 男子	41,800	219,600	243,600	265,600	282,900	297,200	310,600
0~4	3,600	20,500	27,100	26,500	23,600	23,100	25,600
5~9	3000	16,300	20,200	26,700	26,200	23,300	22,900
10~14	3,400	16,100	16,200	20,000	26,700	26,100	23,300
15~19	4,800	20,500	16,000	16,100	20,000	26,500	25,900
20~24	6,800	28,900	20,300	15,800	16,000	19,800	26,200
25~29	7,500	35,500	28,500	20,100	15,700	15,700	19,500
30~34	5,700	32,800	35,000	28,200	19,900	15,500	15,500
35~39	3,900	23,900	32,200	34,400	27,600	19,500	15,200
40~44	2,300	15,400	23,400	31,500	33,700	27,000	19,000
45~49	1,100	8,300	14,900	22,500	30,400	32,500	26,100
50~54	300	3,200	7,900	14,100	21,500	28,000	30,900
55~59	—	600	3,000	7,300	13,200	20,000	27,000
60~64	200	500	500	2,700	6,500	11,900	18,000
65~69	200	400	400	400	2,200	5,600	10,000
70~74	100	600	700	300	300	1,800	4,300
75~79	—	300	500	400	200	200	1,200
80~84	—	100	200	200	200	200	200
85+	—	—	—	—	100	100	100
女子 計	33,200	176,600	199,000	219,800	237,400	251,700	267,100
0~4	3,100	19,600	26,000	25,500	22,700	22,200	24,500
5~9	2,800	14,400	19,400	25,700	25,200	22,400	22,000
10~14	2,800	14,000	14,300	19,400	25,600	25,100	22,300
15~19	3,400	15,500	13,900	14,300	19,200	25,500	24,900
20~24	4,300	19,100	15,400	13,800	14,100	19,000	25,300
25~29	4,900	22,900	18,900	15,200	13,600	13,900	18,800
30~34	3,800	21,900	22,700	18,600	15,000	13,400	13,700
35~39	2,700	16,300	21,600	22,300	18,400	14,700	13,200
40~44	1,900	11,400	16,100	21,200	22,000	18,000	14,600
45~49	1,300	8,000	11,200	15,700	20,700	21,400	17,600
50~54	900	5,400	7,700	10,800	15,100	20,000	20,700
55~59	600	3,400	5,100	7,300	10,300	14,400	19,000
60~64	300	2,100	3,200	4,700	6,700	9,500	13,300
65~69	200	1,300	1,800	2,800	4,100	5,700	8,400
70~74	100	700	1,100	1,400	2,300	3,400	4,800
75~79	100	400	600	700	1,000	1,700	2,400
80~84	—	100	300	300	500	600	900
85+	—	—	—	100	200	300	400

~111~

50表　1950～80年間의 年入國者 100,000과 出國者 25,000에 대한 純人口効果
(아프리카式 統計, 1948～52에 基한 模型)

性別年令	1年間의 出入	1955	1960	1965	1970	1975	1980
計 男女	75000	396200	838,800	1,324,200	1,844,500	2,393,400	2,971,100
〃 男子	41,800	219,600	463,200	728,800	1,011,700	1,308,900	1,619,500
0～4 ———	3,600	20,500	47,600	74,100	97,700	120,800	146,400
5～9 ———	3,000	16,300	36,500	63,206	89,400	112,700	135600
10～14 ———	3,400	16,100	32,300	52,300	79,000	105,100	128400
15～19 ———	4800	20,500	36,500	52,600	72,600	99,100	125 000
20～24 ———	6,800	28,900	49,200	65 000	81,006	100,800	127,000
25～29 ———	7,500	35,500	64,000	84,100	99,800	115,500	135 000
30～34 ———	5700	32,800	67,800	96,000	115,900	131,400	146,900
35～39 ———	3,900	23,900	56,100	90,500	118 100	137,600	152,800
40～44 ———	2300	15,400	38,800	70,300	104,000	131,000	150,000
45～49 ———	1,100	8300	23,200	45,700	76,100	108,600	134,700
50～54 ———	300	3200	11,100	25200	46,700	75,600	106,500
55～59 ———	—	600	3,600	10,900	24,100	44,100	71,100
60～64 ———	200	500	—	2700	9,200	21,100	39,100
65～69 ———	200	800	1,200	800	1,400	7,000	17,000
170～74 ———	100	600	1,300	1,600	1,300	500	4,800
75～79 ———	—	300	800	1,200	1,400	1,200	—
80～84 ———	—	100	300	500	700	900	700
85+ ———	—	—	—	—	100	200	300
女子 計	33,200	176,600	375,600	595,400	832,800	1,084,500	1,351,600
0～4 ———	3,100	19,600	45,600	71,100	93,800	116,000	140,500
5～9 ———	2800	14400	33,800	59,500	84,700	107,100	129,100
10～14 ———	2,800	14000	28,300	47,700	73,300	98,400	120,700
15～19 ———	3400	15,500	29,400	43,700	62,900	88,400	113,300
20～24 ———	4300	19,100	34,500	48,300	62400	81,400	106,700
25～29 ———	4900	22,900	41,800	57,000	70,600	84,500	103,300
30～34 ———	3,800	21,900	44,600	63,200	78,200	91,600	105,300
35～39 ———	2700	16,300	37,900	60,200	78 600	93 300	107,500
40～44 ———	1900	11400	27,500	48,700	70,700	88,700	103 300
45～49 ———	1,300	8,000	19,200	34,900	55,600	77,000	94,600
50～54 ———	900	5,400	13,100	23,900	39,000	59,000	79,700
55～59 ———	600	3,400	8,500	15,800	26,100	40,500	59,500
60～64 ———	300	2100	5,300	10,000	16,700	26,200	39,500
65～69 ———	200	1,300	3,100	5,900	10,000	15,900	24300
170～74 ———	100	700	1,800	3200	5500	8,900	13,700
75～79 ———	100	400	1,000	1,700	2,700	4,400	6800
80～84 ———	—	100	400	700	1,200	1,800	2700
85+ ———	—	—	—	100	300	600	1,000

第 VIII 編 追 加 推 定

4. 人口의 特徵

356. 性 및 年令別 人口推計는 未來人口의 여러가지 形態의 推定. 例를 들면 学令人口의 規模, 經濟活動人口數 家口數, 選擧人數, 老令恩給을 위한 適正人數 等과 같은 여러가지 形態를 推定키 위한 基礎를 만든다.

357. 그것은 推定中의 한가지 方法은 人口의 各年令集, 或은 性, 年令集団에 대하여 推計된 數字에다 문제의 範疇에 属하는 比率이 推定된 것을 適用하는 것이다.

經濟活動人口의 規模는 經濟活動에 從事하는 者의 推定 퍼센트를 各 性, 年令集団에다 適用시키므로

推定할 수 있다.

既婚男子 (或은 女子)의 数는 結婚状態에 있을 者의 推定未来 퍼센트를 各 年令集団에 適用하여 얻을수 있고 또 家口数는 어떤 推定比率을 結婚夫婦数에 適用시켜서 얻을수 있을것이다.

358. 大体로 더 精密한 統計를 要하나 더 좋은 結果를 낳을수 있는 다른 方法은 流出入 模型 (inflow-outflow model)이다.

어떤 時点에 있어서 各性、年令集団에 対하여 所与의 期間에 들어갈 特殊率과 나갈 特殊率이 있는데 이에 該当하는 것으로 年令特殊死亡率과 結婚率이 있다.

그래서 既婚人口의 주어진 크기에서 始作하면 未来

既婚夫婦의 數는 各年令集団에 特殊結婚率과 該当死亡率 離婚率 別居率等을 適用시켜 推定할수 있다.

制限된 範囲内에서 이와 類似한 方法을 쓰면 未来의 就学人口数、未年令集団에다가 実際하고 있는 範囲内에 該当하는 死亡率、離婚率、別居또는 取消率을 적용시켜서 推定할 수 있다.

類似한 方法은 制限된 範囲内에서 学令児童의 未来数나 人力의 未来의 規模를 推定하는데 使用할 수 있다.

B. 地域的分布

339. 다른 関心事는 示是 人口의 地理的分布上의 予測変動에 関着한다. 未来人口의 推定, 特히

地方, 市、郡에 대한 性및 年令別 未來人口 推計는 第7編에서 說明한바와 같이 많은 難点을 가지고 있다.

그러나 一國의 諸地域 다시말하면 都市와 農村地域의 未來總 人口를 概算하려면 全國에 對한 未來人口에서 검사리 끌어 낼수 있다.

人口分布形態의 未來變動에 관한 그럴듯한 仮定은 過去의 變動을 觀察한것에 基礎를 세울수 있다.

다시 두가지 形態의 方法이 使用된다.

360. 가장 單純한 것은 "比例法" (ratio method)이다. 이것은 一國의 總人口에 대한 一部分 人口의 比率이 過去와 同一하거나 或은 다른 根據에서 推定된 率이 變動할것이라고 仮定되는 경

우에 쓰이는 方法이다.

어떤 道가 1920年에 全國人口의 25%이고 1950年에 28%라고 한다면 1960年에는 約 29%, 1970年에는 30%等이 될것이라고 推定할 수 있다. 그러나 이 方法은 明白한 矛盾을 뵈어준다 하드라도 어떤 修正을 加하지 않고는 使用할 수 없다.

올바른 判斷이 반드시 必要하다.

361. "割当法" (the appointment method) 이 意味하는 仮定은 各 地方은 全國의 人口增加中 過去에 그 地方이 받던것과 同一한 몫 (same share) 이나 或은 仮定된 패턴에 따라 變動한 몫을 계속해서 받을 것이라고 仮定 하는 것이다.

어떤 過去 全國人口가 100万까지 增加하는데 比하여 特定 道는 10万까지 增加하였다고 할것 같으면 이 方法에서는 이 道는 未來에 있어 全國人口 增加中 十分之一의 增加을 볼을 것이라고 假定한다.

이 方法은 먼저의 方法과 같이 修正의 可要性있는 結果를 낳지못할 것이다.

C. 補插法 (interpolation)

362. 이 便覽에서 敍述한 推計方法은 每5年에 대한 性및 年令別 未來推定을 한것이다.

이 推計의 中間에 있는 其他 日字에 대하여 推計의 要求를수도 있다. 이 推定은 時区間 (time

interval)의 比를 使用하여 推計結果를 補揷하는 것으로 되어 있다. 이같은 補揷은 出生率에 顯著한 變動이 있었던 때에 出生한 年令集団은 例外로하고 全体的으로 適合하다

그같은 年令集団에 관하여는 過去 当該年의 出生数를 考慮하여 修正되어야할 것이다. 不規則的인 数를 가진 特定年令集団에 대한 特補揷 및 調整을 第II編에 論述하였다.

36. 여기의 方法은 5才年令集団에 대하여만 推定하였으나 그러나 어떤 單一年令 或은 5의 乘으로 区分되지 않은 年令集団에 対하여 推定한것이 特別한 目的으로 必要하게 될때가 종종있다.

그같은 경우로는 義務敎育을 받을 年令 選挙適令,

微矢年令等과 같은 경우다

当該推定은 補間法을 써서 人口推計한 것으로 부터 끌어낼수 있다.

364. 一般的으로 適合한 結果를 낳게하는 單純한 方法은 Glover가 算出한 어떤 係數에서 Sprague가 考案한 等差公式(a graduation formula)에 基礎를 두고 있다.

이 係數 即 "Sprague 乘數"라고 불리우는것은 어떤 5才年令集団안에 있는 單一年令의 數를 5才年令 集団의 數에서나 어떤 隣接한 5才年令 集団에서 끌어내는데 使用된다.

5 1 表、 Sprague의 乘數

	N_1	N_2	N_3	N_4	N_5
		前 段			
n_1	+ 0.3616	− 0.2768	+ 0.1488	− 0.0336	−
n_2	+ 0.2640	− 0.0960	+ 0.0400	− 0.0080	−
n_3	+ 0.1840	+ 0.0400	− 0.0320	+ 0.0080	−
n_4	+ 0.1200	+ 0.1360	− 0.0720	+ 0.0160	−
n_5	+ 0.0704	+ 0.1968	− 0.0848	+ 0.0176	−
		前 2 段			
n_1	+ 0.0336	+ 0.2272	− 0.0752	+ 0.01444	−
n_2	+ 0.0080	+ 0.2320	− 0.0480	+ 0.0080	−
n_3	− 0.0080	+ 0.2160	− 0.0080	+ 0.0000	−
n_4	− 0.0160	+ 0.1840	+ 0.0400	− 0.0080	−
n_5	− 0.0176	+ 0.1408	+ 0.0912	− 0.01444	−
		中 段			
n_1	− 0.0128	+ 0.08448	+ 0.1504	− 0.0240	+ 0.0016
n_2	− 0.0016	+ 0.01444	+ 0.2224	− 0.0416	+ 0.0064
n_3	+ 0.0064	− 0.0336	+ 0.2544	− 0.0336	+ 0.0064
n_4	+ 0.0064	− 0.0416	+ 0.2224	+ 0.01444	− 0.0016
n_5	+ 0.0016	− 0.0240	+ 0.1504	+ 0.08448	− 0.0128
		未 2 段			
n_1	− 0.01444	+ 0.0912	+ 0.1408	− 0.0176	−
n_2	− 0.0080	+ 0.04400	+ 0.1840	− 0.0160	−
n_3	+ 0.0000	− 0.0080	+ 0.2160	− 0.0080	−
n_4	+ 0.0080	− 0.04480	+ 0.2320	+ 0.0080	−
n_5	+ 0.01444	− 0.0752	+ 0.2272	+ 0.0336	−
		未 段			
n_1	+ 0.0176	− 0.0848	+ 0.1968	+ 0.0704	−
n_2	+ 0.0160	− 0.0720	+ 0.1360	+ 0.1200	−
n_3	+ 0.0080	− 0.0320	+ 0.0400	+ 0.1840	−
n_4	− 0.0080	+ 0.04400	− 0.0960	+ 0.2640	−
n_5	− 0.0336	+ 0.14488	− 0.2769	+ 0.3616	−

365. 처음 들째와 마지막 두개의 年令集団을 除外하고 모든 年令集団은 一定한 乘数 即 5/表의 "中段" (mid-panel)의 乘数로 補間할 수 있다.

例컨대 5才年令集団의 数는 N_3를 中心으로 해서 앞으로 N_1 N_2의 두個의 年令集団과 뒤로 N_4、N_5의 두個年令 集団으로 表示 된다 N_3內에 있는 單一年令集団의 数는 n_1, n_2, n_3, n_4, n_5로 나타낸다. 單一年令集団의 推定数를 얻을려면 5年集団의 数를 "中段"의 該当線上에 있는 係数로 乘하여 그 积을 보태는다.

例컨대면 N_1을 推定하려면 $-0.0128N_1 +$

$0.0848N_2 + 0.1504N_3 - 0.0240N_4 +$

0.0016 N5, 等과 같이 한다.

366, 이것은 5年集団의 前后 두個의 集団에 対한 計算은 할 수 없다. 即 万若 年令이 85才까지 5年으로 集団을 이루고 있다면 0—4, 5—9, 75—79, 80—84의 年令集団은 計算되지 않는다는 것이다

이 경우 前后 두個의 "末級" (end-panel)은 個別로 適用한다 例로서 0才의 数, 即 N1이 0~4才의 数인 点의 n을 推定하려면 (0~4才의数) × (0.3616) + (5~9才의 数) × (0.1488) + (10~14才의 数) × (-0.0336)을 해야 한다.

5才의 数를 推定하려면 即 N2가 5~9才의

數인 式에 있는 n_1 = (0~4才의 數) × (0.0336) + (5~9才의 數) × (0.2272) + (10~14才의 數) × (−0.0752) + (15~19才의 數) × (0.0144)가 된다.

367. 52表에서 코스타리카의 推計에 따라 (參照 40表) 1973年에 0~14才의 男子數를 單一年令別로 補間하였는데 이것은 51表의 처음셋째 欄을 옮겨 쓴 것이다.

單一年令集団의 처음부터 셋째를 計算하기 위하여 注意할것은 同一5年集団은 N_1, N_2, N_3, N_4로 옮겨 나누어 진다는 것이다.

52表, "Sprague" 乘數를 利用하여 0~14才男子를 各才別로 補揷한例

("中位" 假定에 依한 立스카리카, 1955)

年令	N_1 (0~4才)	N_2 (5~9才)	N_3 (10~14才)	N_4 (15~19才)	N_5 (20~24才)	計
		推計數				
	166,266	136,899	115,458	97,600	81,474	
		前數				
0	60,122	−37,894	17,100	−3,279		36,129
1	43,894	−13,142	4,618	− 781		34,589
2	30,593	5,476	−3,695	+ 781		33,155
3	19,952	18,618	−8,313	1,562		31,819
4	11,705	26,942	−9,791	1,718		30,574
		前2數				
5	5,587	31,103	−8,682	1,405		29,413
6	1,330	31,761	−5,542	781		28,330

7		−1,330	29,570	− 924	0		27,316
8		−2,660	25,189	−4,618	− 781		26,366
9		−2,926	19,275	10,530	−1,405		25,474
			中	段			
10		−2,128	11,609	17,365	−2,342	130	24,634
11		− 266	1,971	25,678	−4,060	521	23,844
12		1,064	−4,600	29,373	−3,279	521	23,079
13		1,064	−5,695	25,678	1,405	−130	22,322
14		266	−3,286	17,365	8,276	−1,043	21,578

第IX編　人口推計의修正

第IX編 人口推計의 修正

368. 実際의 人口趨勢는 人口推計에서 予想하던 趨勢와 다른것이라고 생각될때가 있다. 그래서 推計한것은 새로운 情報가 入手할때 再考되지않으면 않될것이다. 이런 情報란 人口의 現在規模, 或은 性및 年令別 人口構成 或은 死亡, 出生, 移民의 現在의 率일수 있다. 万若, 実際의 趨勢와 予測한 趨勢의 差가 크지 않을 경우에는 人口推計는 먼 將來에 対한 予測을 代表할수 있다. 그러나 予期하던 趨勢와의 考慮할만한 乖離가 人口推計後 数年이 経過하지 못하고 일어나는 경우도 있다.

369. 若干의 修正은 繁雑한 計算을 되풀이 하

지 않고서도 可能하다。 実例로서, 出発日字의 人口의 規模가 「센사스」에서 過少 調査됨으로 因해 推定된 것보다 크게 되었다해서, 性 및 年令 集団別 分布가 반드시 影響을 받는것이 아니며, 出生, 死亡의 推定水準이나 趨勢가 반드시 影響을 받는것도 아니다。 全推計는 이 数字에 一定한 修正比率, 即 出発日字에 있던 最初人口推定数에 対한 修正될 比率을 곱하면 修正된다。

370。万若 実際人口의 趨勢와 推計에 移民의 要因을 計慮하지 않았던 경우 移民의 結果가 나타나므로 推定된것과 乖離될 경우에는 移民効果의 模型을 適用하므로 調整할수 있다。 適合한 常数를 곱한 模型仮定의 結果를 算入시킨다。 그같은 訂正

이 推計를 作成할 時에 予見되었다면 訂正할 必要가 있을때 即刻 訂正할수 있도록 事前에 그같은 模型을 作成해 두는것이 좋다。

371。出生의 趨勢가 仮定된 趨勢와 다를 경우 亦是 全般的인 再計算을 하지 않고 할수 있다。 影響을 받을 年令集団은 基礎日字以后에 出生할 年令集団이다。 出生이 期待하던것 以上으로 높거나 낮을 경우나, 또는 달리 仮定未來趨勢의 変動이 指摘되지 않는 경우에는 未出生群의 各 年令集団을 所與의 常数로 取한다。 万若 出生의 趨勢가 未來趨勢의 形態를 考慮한 仮定의 信賴性이 疑心스러운 樣相으로 変動하거나 未來出生에서 生存한 者에 関한

予測과 다를 경우에는 다시 計算해야 한다。

372。時間이 經過함에 따라, 実際趨勢가 처음 "中位" 或은 "거의 그럴듯한" 것으로 생각한 仮定 그 以上으로 任意의 仮定에 一致하게 끔 나타날것인데, 이때는 새로운 經驗에 依하여 새로운 仮定을 하지 않으면 않될 것이다。

373。새로운 情報가 그같은 推計를 有用한 것이 못된다고 생각할수 있게도 한다。

이것은 特히 새로운 「쎈사스」 或은 調査에 依하여 出発日字의 人口의 年令構成과 推定된 것과 아주 다르게 되는 경우에 일어난다。

万若 經驗한바 死亡에 큰 誤差를 나타낸다면 全人口 推計를 새로 計算해야 될 必要性이 있다

374。人口推計의 修正을 早急히 서둘러서는 안되며, 적어도 短期에 걸친 觀察을 한다음 修正해야 할 것이다。 너무 자주 修正한 推計는 不必要한 混乱만 惹起하게된다。 短期中의 觀察結果는 趨勢의 一時的인 偏差만을 나타낼것이다。

375。反面에 人口推計가 너무 長期에 걸쳐 修正없이 놓아둬서는 않된다。 時間의 經過에 따른 觀察結果는 最初에 計算할때 設定한 어느한 仮定과 漸漸 乖離되어 最境은 無価値한

推計가 되고 말것이다。

附　　錄

標　準　生　命　表

376. UN에서 中南美의 人口를 推計함에 있서 相異한 國家의 여러 性, 年令集団에 対한 現在, 또는 未來의 死亡水準을 推定할 目的으로 標準生命表의 体系를 使用하였다. 그 標準生命表의 体系에 関한 한가지 缺点이란 性 및 年令別 生命表死亡率 ($_{9}q_{x}$)의 比較趨勢가 近來 거의 大部分이 欧羅巴에 限定된 國家에서 経驗한바에 基礎를 두어 推定하였다는 것이다. 그런 故로 이 生命表의 理論은 制限된 死亡水準 即 出生時의 平均余命이 約 50 及至 60年인 点에서는 가장 信憑性이 있고, 그

以上, 或은 그以下의 死亡水準을 가진데서는 그렇게 信憑性이 없다

377. 最近, 性 및 年令別 死亡패턴에 關한 組織的인 研究는 UN에 依하여 完全하게 되어 死亡狀態가 中位에 있는 곳은 勿論 極端에 있는 곳에서도 아주 妥當하게끔 確固한 基礎에선 標準生命表를 作成하게 되었다. 이런 새로운 生命表에 立脚한 昭詳한 說明은 다른 冊에서 取扱하였고 여기서는 概說程度로 끝인다.

A. 標準 生命表의 使用法

378. 標準生命表는 広範한 國家에서 選択하였으며, 相異한 時期에서 選択하였으며 한 雙의 隣接

年令集団間에 対한 生命表死亡率(q_x)間의 密接한 相互関係를 規察한데 基礎를 두고 있다。 그같은 各雙의 q_x 값에 対한 相互関係는 抛物線方程式 (*Parabolic regression equation*)의 形態로 되어 있다。 例로서, 併行하는 所與의 q_{10-14} 와 q_{15-19} 의 값은 이 雙의 값에 対하여 抛物線方程式이 成立한다。 그렇게하여 얻어진 q_{15-19} 의 값에서 q_{20-24} 에 該當하는 값은 그 雙의 값에 対한 曲線函數를 使用하여 얻어진 것이며, 이같은 方法을 反複하여 各 값을 얻는것이다。 그래서 q_x 의 모든 값은 q_x 값이 하나만 얻어지면 그와 一致한다。 q_0 의 40種의 값에다 이 曲線方程式을 適用하면 아주 높은 死亡에서 아주 낮은

死亡으로 分布한 40個의 標準生命表가 作成된다。
計算은 兩性에 対한 生命表函数를 使用하여 計算되
었다。 그래서 9_x 敌은 各年令에 属하는 所與의
死亡水準과 生命表死亡率의 性的 差異間의 相互関係
를 基礎로 해서 各性을 別途로 決定하였다。

B. 人口推計를 爲한 標準生命表의 適用

379。第 IV 編에서 9_0 의 다른 敌에 対하여 標準生命表의 学說은 死亡이 減少하는 代表的인 狀態에 如何히 適用할것인가를 說明하였다。 死亡이 높거나 或은 適切히 높은 경우에 各 5年間에 1/2 年의 平均余命을 얻을것이라고 仮定하였다。 따라서 9_x 敌도 平均余命이 20, 22.5, 25年等으로

됨에 따라 区間에 対하여 補間하면 5年区間에 介在할 標準生命表의 順列이 얻어진다。 이 時順列은 어떤 경우 死亡이 多少 急激히 減少하리라고 期待하는것이 더 現実的이기 때문에 正常的인 것으로 看做될수 있다。

380。 그러나, 이미 平均余命이 높은 경우에 이같은 速度로 언제까지나 增加하리라고 仮定할수는 없다。 그런故로, 平均余命이 높은 경우 그 順列은 死亡의 最低水準에로 漸進的으로 接近한다는 見地에서 더욱 修正되지않으면 않된다。 이 最低값은 避할수 있는 모든 死亡이 除去될때 얻을수 있는 最低의 死亡水準을 推定한 Bourgeois Pichat 의 推定에 根據하였다。 이의 推定에 依하면 어느 性,

年令集団에 対한 生命表死亡率의 時系列上으로 보면 5年間 最低로 減少하는것은 現在의 水準과 Bourgeois Pichat 가 推定한 最低와의 差를 2分之1로 한것과 같다고 仮定하였다。 이리하여 死亡率이 徐徐히 減少한다는 仮定을 한것은 避할수 있는 死亡의 比率이 이미 크지 않다는 경우를 仮定한것이다。 即 出生時의 平均余命이 70年에 近右하게 될것이라는 것이다。

381。 더욱 修正이 加해진것은 90 即 乳児의 生命死亡率이 減少하리라는 見地에서 修正된것인데, 平均余命이 55年 以上되리라는 것이다。 이点에서는 小児의 死亡과 平均余命間의 相互関係를 観察하면 連續性이 없다。 即 抛物線方程式으로 完

全히 說明할수 없다는 것이다。 規察되고 또한 乳兒의 死亡이 最低水準에 達할수 있을것이라고 믿는 바에 依하면, 死亡이 減少해서 平均余命이 5ヶ年 以上이。되는 9o의 減少는 아주 빠를것이나 標準生命表에 內包된 以上으로 減少하지는 않을것이다。 그래서 人口推計에 標準生命表를 利用함에는 規察된 学說에 一致하는 程이 (平均余命이 55年을 超過하는 경우) 9o에 代置되었다。 이것이 仮定한바에 依하면 어떤 9o의 水準과 最低에 達할 수 있는 水準과의 差는 처음 5年內에는 15%로 줄혀지고, 다음 5年內에는 20%, 다음은 30% 그다음은 最低率이 3分之1로 줄혀진다고 仮定하였다。 이 仮定은 가장 높은 平均余命에 対하여

死亡이 減少하는 時系列을 修正한것으로 矛盾이 없다。 高令일수록 q_x 의 값은 微微하게 減少한다。

C. 生命表 값의 計算

383。 위에서 言及한 補插法과 修正을 써서 얻은 q_x 값에서 l_x 값이 計算되었는데, l_x 값은 100,000의 出生이 있었다고 仮定해서 $(1-q_x)$ 即 P_x 로 乘한것이다。 다음 L_x 값이 얻어지는데 이 方法은 第Ⅲ編 A章에서 輪廓을 밝혔다。 이 L_x 값에서 P_x 값이 나온것이다。 q_x 값이 全体에 対한 根幹을 이룬다。

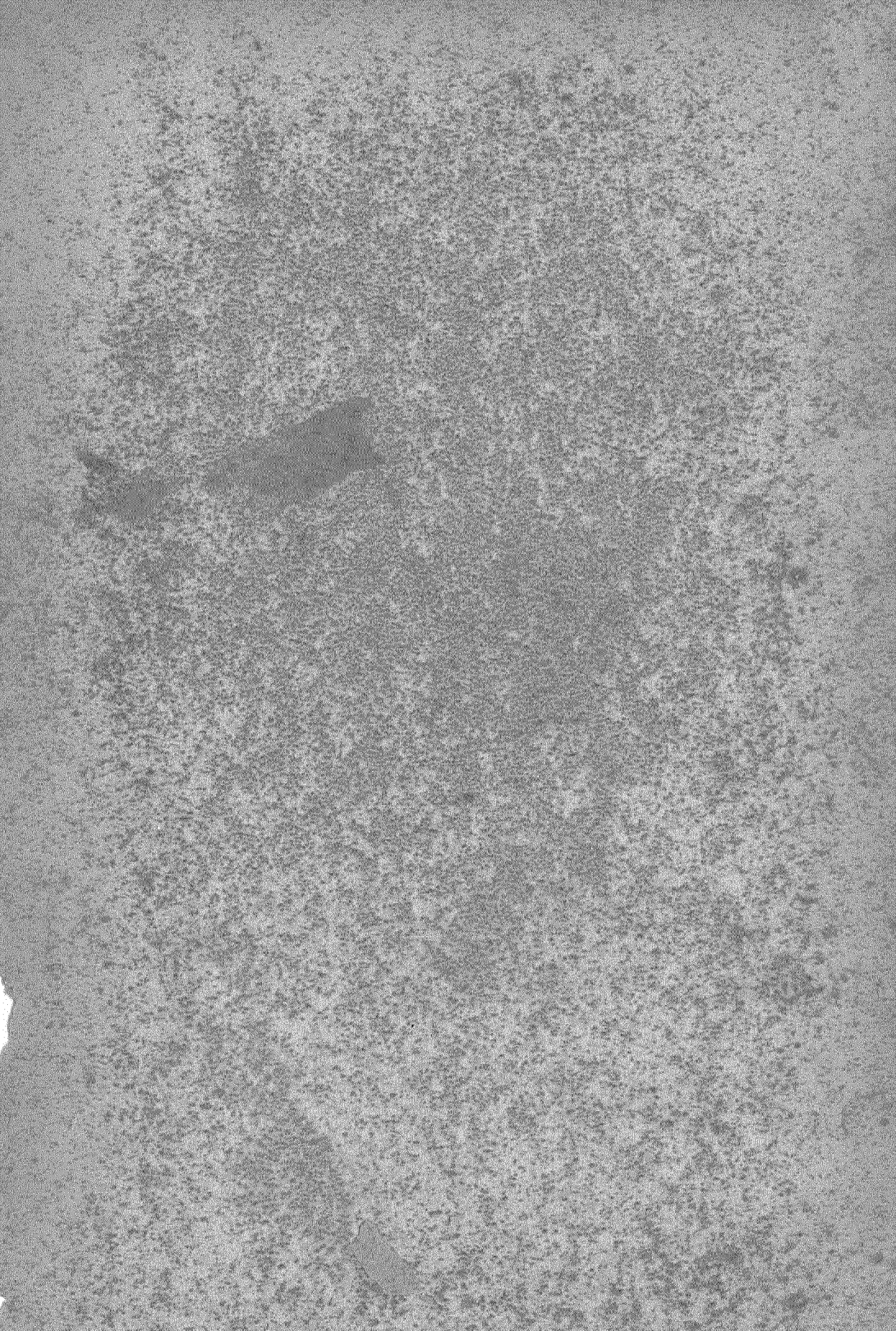
348。 m_x 값을 얻는것은 多少 粗悪하다。 d_x 의 값은 l_x 값을 微分하여 얻은 것이다。

이같은 式에서 m_x가 算出되었다。

$$m_x = \frac{d_x}{L_x}$$

l_x에서 L_x를 끌어낸데 使用한 公式이 精密히 지못하기 때문에 그렇게하여 얻어진 m_x式과 當初의 q_x式과의 関係는 *Reed—Merrell* 表에 立脚해서 본 것과는 相當한 差가 있다。 그러나 이같은 不正確性은 이 便覧에서 考察한것에 비춰볼때 그것들을 利用하는데 그다지 重大한 障碍가 아니다。

附録　標準生命表



Ⅳ表。標準生命表의 年令集團

死亡水準

性및年令	水準 0 ($^{\circ}e_0$ = 20)	水準 5 ($^{\circ}e_0$ =22.5)	水準 10 ($^{\circ}e_0$ = 25)	水準 15 ($^{\circ}e_0$ =27.5)	水準 20 ($^{\circ}e_0$ = 30)	水準 25 ($^{\circ}e_0$ =32.5)	水準 30 ($^{\circ}e_0$ = 35)	水準 35 ($^{\circ}e_0$ =37.5)	水準 40 ($^{\circ}e_0$ = 40)	水準 45 ($^{\circ}e_0$ =42.5)	水準 50 ($^{\circ}e_0$ = 45)	水準 55 ($^{\circ}e_0$ =47.5)	水準 60 ($^{\circ}e_0$ = 50)	水準 65 ($^{\circ}e_0$ =52.5)	水準 ($^{\circ}e_0$
男 子															
To	1.980.306	2.214.814	2.475.323	2.722.611	2.957.495	3.194.138	3.441.523	3.689.987	3.924.285	4.165.152	4.404.679	4.637.355	4.872.148	5.117.013	5.3
0 - 4	304.577	316.772	331.076	342.668	352.891	362.419	371.985	381.293	389.537	397.482	405.362	412.803	420.276	427.525	4
5 - 9	233.498	251.882	271.492	288.018	302.690	316.410	329.868	342.915	354.305	365.595	376.470	386.740	396.948	407.198	4
10 - 14	216.418	235.728	256.150	273.650	289.255	303.950	318.340	332.322	344.548	356.702	368.380	379.415	390.362	401.348	4
15 - 19	203.065	222.610	243.295	261.262	277.385	292.665	307.698	322.362	335.225	348.060	360.382	372.048	383.615	395.258	4
20 - 24	187.505	206.828	227.390	245.562	261.968	277.662	293.312	308.645	322.210	335.808	348.895	361.328	373.688	386.230	3
25 - 29	170.115	189.058	209.368	227.662	244.320	260.428	276.725	292.732	307.072	321.500	335.462	348.772	362.038	375.605	3
30 - 34	151.498	170.138	190.278	208.800	225.865	242.548	259.585	276.352	291.538	306.842	321.772	336.415	350.215	364.802	3
35 - 39	131.428	149.512	169.832	188.068	206.222	223.580	241.420	259.028	275.120	291.402	307.320	322.555	337.732	353.350	3
40 - 44	109.828	127.835	147.625	166.710	183.720	202.745	221.395	239.818	256.865	274.162	291.112	307.365	323.548	340.220	3
45 - 49	87.600	104.795	123.935	142.905	161.105	179.575	198.805	217.870	235.798	254.058	271.955	289.155	306.292	323.982	3
50 - 54	66.598	82.265	100.035	118.195	135.815	154.325	173.632	192.908	211.358	230.225	248.832	266.762	284.665	303.200	3
55 - 59	48.080	61.445	77.008	93.440	109.955	127.340	145.960	164.775	183.130	202.038	220.882	239.145	257.468	276.540	2
60 - 64	32.580	43.078	55.700	69.560	83.852	99.298	116.245	133.688	151.068	169.210	187.482	205.362	223.435	242.435	2
65 - 69	20.268	27.692	36.948	47.532	58.792	71.315	85.502	100.245	115.725	131.952	148.565	165.045	181.888	199.852	2
70 - 74	10.935	15.458	21.325	28.345	36.095	45.015	55.508	66.900	78.920	91.992	105.715	118.598	133.995	149.622	1
75 - 79	4.705	6.922	9.938	13.738	18.130	23.415	29.895	37.202	45.238	54.238	64.000	74.138	84.872	96.970	1
80 - 84	1.432	2.220	3.360	4.890	6.752	9.132	12.205	15.842	20.040	24.925	30.442	36.375	42.852	50.265	
85 +	176	326	585	956	1.533	2.316	3.433	4.850	6.688	8.941	11.651	14.731	18.259	22.488	
女 子															
To	2.019.694	2.271.979	2.524846	2.777294	3.040.235	3.307.683	3.559.943	3.813.632	4.074.257	4.343.703	4.605.783	4.866.027	5.130.792	5.393.553	5.6
0 - 4	314490	327.880	340.066	351,211	362.113	372.350	381.341	390.108	398.459	406.753	414.581	422.165	429.692	436.957	4
55 - 9	240188	260.075	278.235	294.568	310.320	325.145	338.238	350.928	362.780	374.560	385.570	396.190	406.628	416.728	4
10 - 14	221.270	242.108	261.220	278.725	295.548	311.472	325.615	339.350	352.152	364.912	376.830	388.360	399.620	410.568	4
15 - 19	205810	226.850	246.378	264438	281.920	298.585	313.488	328.039	341.610	355.205	367.942	380.228	392.370	404.135	4
20 - 24	188.225	208.915	228422	246.720	264.718	282.048	297.658	312.962	327.488	342.082	355.830	369.150	382.368	395.172	4
25 - 29	168.738	188.875	208.208	226.640	245095	263.075	279.415	295.488	311.110	326.855	341.802	356.280	370.680	384685	
30 - 34	148.140	167.790	187.025	205.688	224635	243318	260480	277.410	294.190	311.160	327.355	343.015	358.600	373.818	
35 - 39	127.120	146.315	165.495	184438	203900	223328	241.342	259.155	277.088	295.282	312.635	329.445	346.202	362.592	

生命表의 年令集團別生存者數

死亡水準

水準 50 ($^{o}e_{o}=45$)	水準 55 ($^{o}e_{o}=47.5$)	水準 60 ($^{o}e_{o}=50$)	水準 65 ($^{o}e_{o}=52.5$)	水準 70 ($^{o}e_{o}=55$)	水準 75 ($^{o}e_{o}=57.6$)	水準 80 ($^{o}e_{o}=60.4$)	水準 85 ($^{o}e_{o}=63.2$)	水準 90 ($^{o}e_{o}=65.8$)	水準 95 ($^{o}e_{o}=68.2$)	水準 100 ($^{o}e_{o}=70.2$)	水準 105 ($^{o}e_{o}=71.7$)	水準 110 ($^{o}e_{o}=73.0$)	水準 115 ($^{o}e_{o}=73.9$)	性別年令
														男子
4.404.679	4.637.355	4.872.148	5.117.013	5.356.512	5.613.376	5.882.432	6.153.098	6.411.344	6.647.631	6.855.509	7.027.221	7.160.427	7.264.597	To
405.362	412.803	420.276	427.825	435.153	443.871	453.493	463.115	471.904	479.005	483.920	487.206	489.396	490.859	0 - 4
376.470	386.740	396.945	407.198	417.042	428.240	440.230	452.212	463.305	472.638	479.460	484.072	487.152	489.212	5 - 9
368.380	379.415	390.362	401.348	411.852	423.675	436.230	448.968	460.375	470.235	477.692	482.825	486.255	488.550	10 - 14
360.382	372.048	383.615	395.258	406.368	418.765	431.860	444.930	457.058	467.450	475.555	481.288	485.122	487.690	15 - 19
348.895	361.328	373.688	386.230	398.175	411.388	425.305	439.268	452.148	463.365	472.445	479.030	483.442	486.402	20 - 24
335.462	348.772	362.038	375.608	388.532	402.220	416.388	432.468	446.410	458.638	468.838	476.330	481.362	484.745	25 - 29
321.772	336.415	350.215	364.802	378.142	393.915	409.715	425.532	440.448	453.658	464.882	473.225	478.842	482.622	30 - 34
307.320	322.555	337.732	353.350	368.308	384.455	401.195	417.940	433.752	447.938	460.110	469.298	475.498	479.672	35 - 39
291.112	307.365	323.548	340.220	356.200	373.330	391.022	408.702	425.452	440.552	453.650	463.725	470.600	475.235	40 - 44
271.955	289.155	306.292	323.982	341.060	359.045	377.658	396.258	413.578	429.930	443.950	455.022	462.810	468.138	45 - 49
248.832	266.762	284.665	303.200	321.250	339.978	359.368	378.755	397.155	414.110	429.045	441.200	450.160	456.550	50 - 54
220.882	239.145	257.468	276.540	295.132	314.490	334.412	354.355	373.335	390.980	406.795	420.058	430.268	438.005	55 - 59
187.482	205.362	223.435	242.435	261.142	280.508	300.470	320.492	339.665	357.670	374.188	388.512	399.975	409.125	60 - 64
148.565	165.045	181.588	199.852	217.738	236.272	255.450	274.742	293.425	311.248	327.980	343.050	355.565	365.975	65 - 69
105.715	119.598	133.995	149.622	165.428	181.892	199.095	216.535	233.660	250.300	266.278	281.205	294.018	305.058	70 - 74
64.000	74.138	84.872	96.990	109.080	122.012	135.910	149.778	163.840	177.772	191.515	204.815	216.758	227.380	75 - 79
30.442	36.375	42.852	50.265	58.100	66.485	75.538	85.005	94.678	104.490	114.450	124.372	133.880	142.795	80 - 84
11.651	14.731	18.259	22.488	27.160	32.332	38.093	44.303	50.826	57.652	64.156	71.988	79.324	86.584	85+
														女子
4.605.783	4.866.027	5.130.792	5.393.553	5.652.382	5.921.457	6.204.598	6.490.665	6.756.688	6.998.544	7.180.317	7.323.693	7.434.057	7.519.058	To
414.581	422.165	429.692	436.957	444.096	451.782	460.386	468.976	476.749	482.990	487.213	490.036	491.921	493.179	0 - 4
385.570	396.170	406.628	416.928	426.632	436.808	448.010	459.165	469.310	477.762	483.570	487.492	490.118	491.868	5 - 9
376.830	388.360	399.620	410.568	421.250	432.200	444.150	456.035	466.865	475.950	482.240	486.550	489.438	491.362	10 - 14
367.942	380.228	392.370	404.135	415.562	427.280	439.970	452.595	464.118	473.848	480.635	485.388	488.574	490.705	15 - 19
355.830	369.150	382.368	395.172	407.620	420.372	434.040	447.655	460.142	470.788	478.308	483.688	487.305	489.720	20 - 24
341.802	356.280	370.680	384.685	398.292	412.238	427.035	441.802	455.365	467.042	475.458	481.550	485.650	488.392	25 - 29
327.355	343.015	358.600	373.818	388.570	403.680	419.610	435.520	450.100	462.775	472.085	478.915	483.518	486.602	30 - 34
312.635	329.445	346.202	362.592	378.445	394.668	411.672	428.642	444.170	457.806	467.960	475.538	480.652	484.098	35 - 39
														40 - 44

5 – 9	233,498	251,882	271,472	288,018	302,690	316,410	329,868	342,915	354,305	365,595	376,470	386,740	396,948	407,198	41
10 – 14	216,418	235,728	256,150	273,650	289,255	303,950	318,240	332,322	344,548	356,702	368,380	379,418	390,362	401,348	41
15 – 19	203,065	222,610	243,295	261,262	277,385	292,665	307,698	322,362	335,225	348,060	360,382	372,048	383,615	395,258	40
20 – 24	187,505	206,828	227,390	245,562	261,968	277,662	293,312	308,645	322,210	335,808	348,895	361,328	373,688	386,230	39
25 – 29	170,115	189,058	209,368	227,662	244,320	260,428	276,725	292,732	307,072	321,500	334,462	348,772	362,038	375,605	38
30 – 34	151,498	170,138	190,278	208,800	225,865	242,548	259,555	276,352	291,538	304,842	317,772	330,405	350,215	364,802	37
35 – 39	131,428	148,312	169,832	188,668	206,232	223,580	241,420	259,028	275,120	291,402	307,320	322,555	337,732	353,350	36
40 – 44	109,828	127,835	147,625	166,710	183,720	202,745	221,395	239,818	256,865	274,162	291,112	307,365	323,548	340,220	35
45 – 49	87,600	104,795	123,935	142,905	161,105	179,575	198,805	217,870	235,798	254,058	271,955	289,155	306,292	323,982	34
50 – 54	66,598	82,265	100,035	118,195	135,975	154,325	173,632	192,908	211,358	230,225	248,832	266,762	284,665	303,200	32
55 – 59	48,080	61,445	77,008	93,460	109,955	127,340	145,960	164,778	183,130	202,038	220,882	239,145	257,468	276,540	29
60 – 64	32,580	43,078	55,700	69,560	83,852	99,298	116,245	133,688	151,068	169,210	187,482	205,362	223,435	242,435	26
65 – 69	20,268	27,692	36,948	47,532	58,792	71,315	85,502	100,245	115,725	131,952	148,565	165,845	181,888	199,852	21
70 – 74	10,935	15,455	21,325	28,345	36,095	45,015	55,508	66,900	78,920	91,992	105,715	118,598	133,995	149,622	16
75 – 79	4,705	6,922	9,938	13,738	18,130	23,415	29,895	37,202	45,238	54,238	64,000	74,138	84,872	96,990	10
80 – 84	1,432	2,220	3,360	4,890	6,752	9,132	12,205	15,842	20,040	24,925	30,442	36,375	42,852	50,265	5
85 +	176	326	585	986	1,533	2,316	3,433	4,880	6,688	8,941	11,651	14,731	18,259	22,488	2

女　子

To	2,019,694	2,271,979	2,524,846	2,777,294	3,040,235	3,307,683	3,559,943	3,813,632	4,074,257	4,343,703	4,605,783	4,866,027	5,130,792	5,393,553	5,652
0 – 4	314,490	327,880	340,066	351,211	362,113	372,350	381,341	390,108	398,459	406,753	414,581	422,165	429,692	436,957	444
5 – 9	240,188	260,075	278,235	294,568	310,320	325,145	338,238	350,928	362,780	374,560	385,570	396,170	406,628	416,728	426
10 – 14	221,270	242,108	261,220	278,725	295,548	311,472	325,615	339,350	352,152	364,912	376,830	388,300	399,620	410,568	421
15 – 19	205,810	226,850	246,378	264,438	281,920	298,585	313,488	328,038	341,610	355,205	367,942	380,228	392,370	404,135	415
20 – 24	188,225	208,915	228,422	246,720	264,718	282,048	297,658	312,962	327,488	342,082	355,830	369,150	382,368	395,172	407
25 – 29	168,738	188,875	208,208	226,640	245,095	263,075	279,415	295,488	311,110	326,855	341,802	356,280	370,680	384,685	398
30 – 34	148,140	167,790	187,025	205,688	224,635	243,318	260,480	277,410	294,190	311,160	327,355	343,015	358,600	373,818	388
35 – 39	127,120	146,315	165,495	184,438	203,900	223,328	241,342	259,155	277,088	295,282	312,635	329,445	346,202	362,592	378
40 – 44	106,650	125,288	144,302	163,425	183,288	203,366	222,138	240,742	259,695	278,992	297,400	315,272	333,118	350,605	367
45 – 49	87,480	105,248	123,760	142,735	162,668	183,082	202,360	221,530	241,245	261,400	280,705	299,512	318,325	336,800	354
50 – 54	69,675	86,042	103,508	121,790	141,298	161,578	180,955	200,338	220,508	241,240	261,175	280,735	300,392	319,740	338
55 – 59	53,390	67,732	83,472	100,365	118,795	138,308	157,205	176,295	196,478	217,395	237,622	257,655	277,922	297,948	317
60 – 64	38,645	50,372	63,655	78,335	94,812	112,658	130,249	148,280	167,745	188,160	208,182	228,245	248,722	269,060	288
65 – 69	25,610	34,310	44,512	56,172	68,735	84,835	100,055	115,798	133,648	152,488	171,340	190,535	210,400	230,298	249
70 – 74	14,808	20,420	27,265	35,390	45,240	56,672	68,340	80,985	95,490	111,298	127,525	144,390	162,220	180,378	198
75 – 79	6,865	9,800	13,550	18,202	24,115	31,220	38,880	47,400	57,568	68,973	81,080	94,010	108,068	122,725	137
80 – 84	2,248	3,363	4,878	6,865	9,548	12,975	16,840	21,332	26,982	33,570	40,868	48,945	58,022	67,775	78
85 +	342	597	995	1,587	2,487	3,769	5,345	7,323	10,021	13,379	17,341	21,975	27,443	33,579	40

8060	360,382	372.048	383.615	395.258	406.368	418.765	431,860	444930	457058	467,450	475.555	481.288	485.122	487.690	15 - 19
7.808	348.895	361.328	373.688	386.230	398.175	411.388	425.305	439.208	452.148	463.365	472.445	479.030	483.442	486402	20 - 24
7.500	335462	348.772	362.038	375.605	388.532	402.220	417,388	432.468	446.410	458.638	468.838	476.330	481.362	484.745	25 - 29
4.840	321.772	336.445	350.215	364802	378.142	393.918	409.715	425.532	440.448	453.658	464.882	473.225	478.842	482.622	30 - 34
7402	307.320	322.555	337,732	353.350	368.308	384.455	401.195	417.940	433.752	447.938	460.110	469.298	475.498	479.672	35 - 39
4.162	291.112	307.365	323.548	340.220	356.200	373.330	391,022	408.702	425.452	440.552	453,650	463,725	470.600	475.235	40 - 44
4058	271.955	289.155	306.292	323.982	341,060	359.045	377.658	396.258	413.578	429,930	443,950	455.022	462.810	468138	45 - 49
9.225	248.832	266.762	284.665	303.200	321,250	339.978	359.368	378.755	397.155	414.110	429.045	441.200	450.160	456.550	50 - 54
2.038	220.882	239.145	257.468	276.540	295.182	314490	334412	254.355	373.335	390.980	406.795	420.058	430.268	438.005	55 - 59
7.210	187.482	205.362	223.435	242.435	261.142	280.508	300.470	320.492	339,665	357,670	374188	388.512	399.995	409.125	60 - 64
5.952	148.565	165.045	181,888	199.852	217,738	236.272	255.450	274.742	293425	311.248	327.980	343.050	355.565	365.975	65 -
1.992	105.715	118.598	133,995	149.622	165.428	181.892	199.095	216.535	233,660	250.300	266278	281.205	294.018	305.058	- 74
2238	64.000	74,138	84.872	96.970	109,080	122.012	135.710	149,778	163,840	177,772	191.515	204.815	216.755	227,380	75 - 79
2.925	30.442	36,375	42.852	50,265	58,100	66.485	75.538	85,005	94.678	104.490	114450	124372	133,850	142.795	80 - 84
2941	11.651	14.731	18.259	22.488	27,160	32.332	38.093	44.303	50,826	57,652	64756	71.988	79,324	86,584	85+

女　子

7,703	4,605.783	4.866.027	5.130.792	5.393.553	5.652.382	5.921.457	6,204.598	6,490.665	6.756.688	6.998 544	7,180.317	7,323.693	7,434.057	7.519.058	To
7753	414581	422.165	429.692	436.957	444096	451,782	460.386	468.976	476.749	482.990	487.213	490.036	491.921	493,179	0 - 4
1.560	385.570	396,170	406.628	416,728	426,632	436.808	448.010	459.165	469.310	477,762	483.570	487.492	490.118	491.868	5 - 9
2912	376.830	388.300	399.620	410.568	421.250	432.200	444.150	456.035	466.865	475.950	482.240	486.550	489438	491.362	10 - 14
2205	367.942	380.228	392.390	404.135	415.562	427.280	439.970	452.595	464 118	473.848	480.635	485.388	488.574	490.705	15 - 19
2.082	355.830	369.150	382.368	395.172	407.620	420.372	434040	447.655	460.142	470.788	478.308	483.688	487.305	489.720	20 - 24
1.855	341.802	356.280	370.680	384685	398.292	412.238	427,035	441.802	455.365	467042	475.458	481.550	485.650	488.392	25 - 29
1160	327.355	343,015	358.600	373818	388.570	403,680	419.610	435.520	450,100	462.775	472.085	478.915	483.518	486.602	30 - 34
1282	312.635	329,445	346,202	362592	378.445	394668	411,672	428642	444,170	457.806	467,960	475.538	480,652	484.088	35 - 39
1992	297.400	315.272	333,118	350,605	367.485	384752	402.742	420,682	437,100	451.655	462.610	470.910	476.565	480,368	40 - 44
1400	280.705	299.512	318.325	336800	354620	372858	391.728	410.562	427.818	443.268	454.992	463.990	470,270	474.542	45 - 49
1240	261.175	280.735	300.392	319.740	338.408	357.518	377.275	396.920	414.980	431.325	443.808	453.548	460486	465,345	50 - 54
7395	237,622	257,655	277.922	297948	317,342	337.252	357.718	378.220	397,138	414.450	427,690	438185	445.732	451.138	55 - 59
1160	208.182	228.245	248722	269,060	288.915	309.412	330.472	351.668	371.372	389.652	403,612	414775	423.052	429.045	60 - 64
2488	171.340	190.535	210,400	230,298	249.988	270,508	291,642	313.080	333,150	352.088	366.585	378.360	387,560	394.550	65 - 69
1298	127525	144.390	162220	180378	198.678	218.010	238028	258572	278028	296.958	311.232	323,462	333.655	342.012	70 - 74
9973	81.080	94.010	108.068	122725	137,880	154.205	171,308	189,165	206.365	223,320	236.598	248328	259.038	268.532	75 - 79
5570	40,868	49.945	58022	67,775	78.200	89.725	102020	115,155	128.092	141.208	151,668	161.228	170.750	179835	80 - 84
2379	17,341	21.975	27.443	33.579	40.399	48.199	56.792	66,251	75.836	85.860	94053	101.950	109.770	117.775	85 +

Ⅲ表 標準生命表의 各歲別生存者數

死亡水準

性및年令	水準 0 ($^{o}e_{o}=20$)	水準 5 ($^{o}e_{o}=22,5$)	水準 10 ($^{o}e_{o}=25$)	水準 15 ($^{o}e_{o}=27,5$)	水準 20 ($^{o}e_{o}=30$)	水準 25 ($^{o}e_{o}=32,5$)	水準 30 ($^{o}e_{o}=35$)	水準 35 ($^{o}e_{o}=37,5$)	水準 40 ($^{o}e_{o}=40$)	水準 45 ($^{o}e_{o}=42,5$)	水準 50 ($^{o}e_{o}=45$)	水準 55 ($^{o}e_{o}=47,5$)	水準 60 ($^{o}e_{o}=50$)	水準 65 ($^{o}e_{o}=52,5$)
男子														
0	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000
1	66.769	68,545	70,951	72,807	74,441	75,962	77.535	79,075	80,427	81,761	83,091	84,347	85,622	86,918
5	48.876	52,418	56,217	59,395	62,201	64,819	67,389	69,878	72,050	74,198	76,272	78,230	80,180	82,139
10	44,523	48,335	52,372	55,812	58,871	61,745	64,558	67,288	69,672	72,040	74,316	76,466	78,599	80,740
15	42,044	45,956	50,088	53,648	56,831	59,835	62,778	65,641	68,147	70,641	73,036	75 301	77,546	79,799
20	39,181	43,088	47,230	50,857	54,123	57,231	60,301	63,304	65,943	68,583	71,117	73,518	75,900	78,304
25	35,820	39,643	43,726	47,368	50,664	53,834	57,024	60,154	62,941	65,740	68,441	71,013	73,575	76,188
30	32,226	35,980	40,021	43,697	47,064	50,337	53,666	56,939	59,888	62,860	65,744	68,496	71,240	74,055
35	28,373	32,075	36,090	39,823	43,282	46,682	50,168	53,602	56,727	59,885	62,965	65,910	68,846	71,866
40	24,198	27,850	31,843	35,644	39,207	42,750	46,404	50,009	53,321	56,676	59,963	63,112	66,247	69,474
45	19,733	23,284	27,207	31,040	34,681	38,348	42,154	45,918	49,425	52,989	56,482	59,834	63,172	66,614
50	15,307	18,634	22,367	26,122	29,761	33,482	37,368	41,230	44,894	48,634	52,300	55,828	59,345	62,979
55	11,332	14,272	17,648	21,156	24,629	28,248	32,085	35,933	39,649	43,456	47,233	50,877	54,521	58,301
60	7,900	10,306	13,155	16,228	19,353	22,688	26,299	29,978	33,606	37,359	41,120	44,781	48,466	52,375
65	5,132	6,925	9,125	11,596	14,188	17,031	20,199	23,497	26,824	30,325	33,873	37,364	40,908	44,659
70	2,975	4,152	5,654	7,417	9,329	11,495	14,002	16,684	19,466	22,456	25,553	28,654	31,847	35,282
75	1,399	2,031	2,876	3,921	5,109	6,511	8,201	10,076	12,102	14,341	16,743	19,185	21,751	24,567
80	483	738	1,099	1,574	2,143	2,855	3,757	4,805	5,993	7,354	8,867	10,470	12,198	14,149
85	90	150	245	382	558	798	1,125	1,532	2,023	2,616	3,310	4,080	4,943	5,957
女子														
0	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000
1	69.324	71.334	73,185	74,899	76,627	78,252	79,675	81,075	82,441	83,799	85,095	86,360	87,625	88,848
5	50,372	54.212	57,679	60,823	63,834	66,658	69,144	71,552	73,805	76,041	78,133	80,148	82,136	84,055
10	45,703	49,818	53,575	57,004	60,294	63,400	66,151	68,819	71,307	73,783	76,095	78,320	80,515	82,636
15	42,805	47,025	50,913	54,486	57,925	61,189	64,095	66,921	69,554	72,182	73,637	77,000	79,333	81,591
20	39,519	43,715	47,638	51,289	54,843	58,245	61,300	64,290	67,090	69,900	72,540	75,091	77,615	80,059
25	35,771	39,851	43,731	47,399	51,044	54,574	57,763	60,895	63,905	66,933	69,792	72,569	75,332	78,010
30	31,724	35,699	39,552	43257	46,994	50,656	54,003	57,300	60,539	63,809	66,929	69,943	72,940	75,864
35	27,532	31,417	35,258	39,018	42,860	46,671	50,189	53,664	57,137	60,655	64,013	67,263	70,500	73,683
40	23,316	27,109	30,940	34,757	38,700	42,660	46,348	49,998	53,698	57,458	61,041	64,515	67,987	71,374
45					34,615	38,686	42,507	46,299	50,180	54,139	57,919	61,594	65,266	68,868

의 各歲別生存者數 (1×)

亡 水 準

5)	水準 50 (°e₀=45)	水準 55 (°e₀=47.5)	水準 60 (°e₀=50)	水準 65 (°e₀=52.5)	水準 70 (°e₀=55)	水準 75 (°e₀=57.6)	水準 80 (°e₀=60.4)	水準 85 (°e₀=63.2)	水準 90 (°e₀=65.8)	水準 95 (°e₀=68.2)	水準 100 (°e₀=70.2)	水準 105 (°e₀=71.7)	水準 110 (°e₀=73.0)	水準 115 (°e₀=73.9)	性및年令
															男子
00	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	0
61	83,091	84,347	85,622	86,918	88,189	89,766	91,553	93,340	94,948	96,199	97,033	97,589	97,959	98,206	1
98	76,272	78,230	80,180	82,139	84,025	86,186	88,513	90,840	92,996	94,799	96,087	96,950	97,526	97,911	5
40	74,316	76,466	78,599	80,740	82,792	85,110	87,579	90,045	92,326	94,256	95,697	96,679	97,335	97,774	10
41	73,036	75,301	77,546	79,799	81,949	84,360	86,913	89,462	91,824	93,838	95,380	96,451	97,167	97,646	15
83	71,117	73,518	75,900	78,304	80,598	83,146	85,831	88,510	90,999	93,142	94,842	96,064	96,882	97,430	20
40	68,441	71,013	73,575	76,188	78,672	81,409	84,291	87,173	89,860	92,204	94,136	95,548	96,495	97,131	25
760	65,744	68,496	71,240	74,055	76,741	79,679	82,744	85,814	88,704	91,251	93,399	94,984	96,050	96,767	30
85	62,965	65,910	68,846	71,866	74,756	77,888	81,142	84,399	87,475	90,212	92,554	94,306	95,487	96,282	35
76	59,963	63,112	66,247	69,474	72,567	75,894	79,336	82,777	86,038	88,963	91,490	93,413	94,712	95,587	40
989	56,482	59,834	63,172	66,614	69,713	73,193	77,073	80,704	84,143	87,258	89,970	92,077	93,528	94,507	45
634	52,300	55,828	59,345	62,979	66,511	70,180	73,990	77,799	81,408	84,715	87,610	89,832	91,596	92,748	50
456	47,233	50,877	54,521	58,301	61,989	65,811	69,757	73,703	77,454	80,930	84,008	86,548	88,468	89,872	55
359	41,120	44,781	48,466	52,315	56,084	59,985	64,008	68,039	71,880	75,462	78,710	81,475	83,639	85,330	60
325	33,873	37,364	40,908	44,659	48,373	52,218	56,180	60,158	63,986	67,606	70,965	73,930	76,351	78,320	65
456	25,553	28,654	31,847	35,282	38,722	42,291	46,000	49,739	53,384	56,893	60,227	63,290	65,875	68,070	70
341	16,743	19,185	21,751	24,567	27,449	30,466	33,638	36,875	40,080	43,227	46,284	49,192	51,732	55,953	75
354	8,867	10,470	12,198	14,149	16,183	18,339	20,646	23,036	25,456	27,882	30,322	32,734	34,971	36,999	80
616	3,310	4,080	4,943	5,957	7,057	8,255	9,569	10,966	12,415	13,914	15,458	17,015	18,581	20,119	85
															女子
000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	0
799	85,095	86,360	87,625	88,848	90,042	91,401	92,941	94,481	95,867	96,945	97,663	98,142	98,461	98,674	1
041	78,133	80,148	82,136	84,055	85,945	87,890	90,044	92,191	94,139	95,755	96,860	97,600	98,095	98,425	5
783	76,095	78,320	80,515	82,636	84,708	86,833	89,160	91,475	93,585	95,350	96,568	97,397	97,952	98,322	10
182	73,637	77,000	78,333	81,591	83,792	86,047	88,500	90,939	93,161	95,030	96,328	97,223	97,823	98,223	15
900	72,540	75,091	77,615	80,059	82,433	84,865	87,488	90,099	92,486	94,509	95,926	96,932	97,608	98,059	20
933	69,792	72,569	75,332	78,010	80,615	83,284	86,128	88,963	91,571	93,806	95,397	96,543	97,314	97,829	25
809	66,929	69,943	72,940	75,864	78,702	81,611	84,686	87,758	90,575	93,011	94,786	96,077	96,946	97,528	30
655	64,013	67,263	70,500	73,663	76,726	79,861	83,158	86,450	89,465	92,099	94,048	95,489	96,461	97,113	35
458	61,041	64,515	67,987	71,374	74,652	78,006	81,511	85,007	88,203	91,023	93,136	94,726	95,800	96,522	40
139	57,919	61,594	65,266	68,868	72,342	75,895	79,586	83,266	86,137	89,639	91,908	93,638	94,826	95,625	45
								80,959	84,490	87,668	90,089	91,958	93,282	94,192	50

男　子

0	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	1
1	66,769	68,545	70,951	72,807	74,441	75,962	77,535	79,075	80,427	81,761	83,091	84,347	85,622	86,918	
5	48,876	52,418	56,217	59,395	62,201	64,819	67,389	69,878	72,050	74,198	76,272	78,230	80,180	82,139	
10	44,523	48,335	52,372	55,812	58,871	61,745	64,558	67,288	69,672	72,040	74,316	76,466	78,599	80,740	
15	42,044	45,956	50,088	53,648	56,831	59,835	62,778	65,641	68,147	70,641	73,036	75,301	77,546	79,799	
20	39,181	43,088	47,230	50,857	54,123	57,231	60,301	63,304	65,943	68,583	71,117	73,518	75,900	78,304	8
25	35,820	39,643	43,726	47,368	50,664	53,834	57,024	60,154	62,941	65,740	68,441	71,013	73,575	76,188	
30	32,226	35,980	40,021	43,697	47,064	50,337	53,666	56,939	59,888	62,860	65,744	68,496	71,240	74,055	
35	28,373	32,075	36,090	39,823	43,282	46,682	50,168	53,602	56,727	59,885	62,965	65,910	68,846	71,866	
40	24,198	27,850	31,843	35,644	39,207	42,750	46,404	50,009	53,321	56,676	59,963	63,112	66,247	69,474	
45	19,733	23,284	27,207	31,040	34,681	38,348	42,154	45,918	49,425	52,989	56,482	59,834	63,172	66,614	6
50	15,307	18,634	22,367	26,122	29,761	33,482	37,368	41,230	44,894	48,634	52,300	55,828	59,345	62,979	6
55	11,332	14,272	17,648	21,156	24,629	28,248	32,085	35,933	39,649	43,456	47,233	50,877	54,521	58,301	5
60	7,900	10,306	13,155	16,228	19,353	22,688	26,299	29,978	33,606	37,359	41,120	44,781	48,466	52,315	5
65	5,132	6,925	9,125	11,596	14,188	17,031	20,199	23,497	26,824	30,325	33,873	37,364	40,908	44,659	4
70	2,975	4,152	5,654	7,417	9,329	11,495	14,002	16,684	19,466	22,456	25,553	28,654	31,847	35,282	3
75	1,399	2,031	2,876	3,921	5,109	6,511	8,201	10,076	12,102	14,341	16,743	19,185	21,751	24,567	2
80	483	738	1,099	1,574	2,143	2,855	3,757	4,805	5,993	7,354	8,867	10,470	12,198	14,149	1
85	90	150	245	382	558	798	1,125	1,532	2,023	2,616	3,310	4,080	4,943	5,957	

女　子

0	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	10
1	69,324	71,334	73,185	74,899	76,627	78,252	79,675	81,075	82,441	83,799	85,095	86,360	87,625	88,846	9
5	50,372	54,212	57,679	60,823	63,834	66,658	69,144	71,552	73,805	76,041	78,133	80,148	82,136	84,055	8
10	45,703	49,818	53,575	57,004	60,294	63,400	66,151	68,819	71,307	73,783	76,095	78,320	80,515	82,636	8
15	42,805	47,025	50,913	54,486	57,925	61,189	64,095	66,921	69,554	72,182	73,637	77,000	79,333	81,591	8
20	39,519	43,715	47,638	51,289	54,843	58,245	61,300	64,290	67,090	69,900	72,540	75,091	77,615	80,059	8
25	35,771	39,851	43,731	47,399	51,044	54,574	57,763	60,895	63,905	66,933	69,792	72,569	75,332	78,010	8
30	31,724	35,699	39,552	43,257	46,994	50,656	54,003	57,300	60,539	63,809	66,929	69,943	72,940	75,864	7
35	27,532	31,417	35,258	39,018	42,860	46,671	50,189	53,664	57,137	60,655	64,013	67,263	70,500	73,663	7
40	23,316	27,109	30,940	34,757	38,700	42,660	46,348	49,998	53,698	57,458	61,041	64,515	67,987	71,374	7
45	19,344	23,006	26,781	30,613	34,615	38,696	42,507	46,299	50,180	54,139	57,919	61,594	65,266	68,868	7
50	15,648	19,093	22,723	26,481	30,452	34,547	38,437	42,313	46,318	50,421	54,363	58,211	62,064	65,852	6
55	12,222	15,324	18,680	22,235	26,067	30,084	33,945	37,822	41,885	46,074	50,107	54,083	58,093	62,044	6
60	9,134	11,769	14,709	17,911	21,451	25,239	28,937	32,696	36,706	40,883	44,942	48,979	53,076	57,135	6
65	6,324	8,380	10,753	13,423	16,474	19,924	23,162	26,616	30,392	34,381	38,331	42,319	46,413	50,489	5
70	3,920	5,344	7,052	9,046	11,420	14,110	16,860	19,775	23,067	26,614	30,205	33,895	37,747	41,630	4
75	2,003	2,824	3,854	5,110	6,676	8,519	10,476	12,619	15,129	17,905	20,805	23,861	27,141	30,521	3
80	743	1,096	1,566	2,171	2,970	3,869	5,076	6,341	7,898	99,648	11,627	13,743	16,086	18,569	2
85	156	249	384	575	849	1,221	1,660	2,192	2,195	2,895	3,744	4,720	5,835	7,123	

男子

100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	0
83,091	84,347	85,622	86,918	88,189	89,766	91,553	93,340	94,948	96,199	97,033	97,589	97,959	98,206	1
76,272	78,230	80,180	82,139	84,025	86,186	88,513	90,840	92,996	94,799	96,087	96,950	97,526	97,911	5
74,316	76,466	78,599	80,740	82,792	85,110	87,579	90,045	92,326	94,256	95,697	96,679	97,335	97,774	10
73,036	75,301	77,546	79,799	81,949	84,360	86,913	89,462	91,824	93,838	95,380	96,451	97,167	97,646	15
71,117	73,518	75,900	78,304	80,598	83,146	85,831	88,510	90,999	93,142	94,842	96,064	96,882	97,436	20
68,441	71,013	73,575	76,188	78,672	81,409	84,291	87,173	89,860	92,204	94,136	95,548	96,495	97,131	25
65,744	68,496	71,240	74,055	76,741	79,679	82,744	85,814	88,704	91,251	93,399	94,984	96,050	96,767	30
62,965	65,910	68,846	71,866	74,756	77,888	81,142	84,399	87,475	90,212	92,554	94,306	95,487	96,282	35
59,963	63,112	66,247	69,474	72,567	75,894	79,336	82,777	86,038	88,963	91,490	93,413	94,712	95,587	40
56,482	59,834	63,172	66,614	69,913	73,483	77,373	80,704	84,143	87,258	89,970	92,077	93,528	94,507	45
52,300	55,828	59,345	62,979	66,511	70,180	73,990	77,799	81,408	84,715	87,610	89,832	91,596	92,748	50
47,233	50,877	54,521	58,301	61,989	65,811	69,757	73,703	77,454	80,930	84,008	86,548	88,468	88,872	55
41,120	44,781	48,466	52,315	56,084	59,985	64,008	68,039	71,880	75,462	78,710	81,475	83,639	85,330	60
33,873	37,364	40,908	44,659	48,373	52,218	56,180	60,158	63,986	67,606	70,965	73,930	76,351	78,320	65
25,553	28,654	31,847	35,282	38,722	42,291	46,000	49,739	53,384	56,893	60,227	63,290	65,875	68,070	70
16,743	19,185	21,751	24,567	27,449	30,466	33,638	36,875	40,080	43,227	46,284	49,192	51,732	55,953	75
8,867	10,470	12,198	14,149	16,183	18,339	20,646	23,036	25,456	27,882	30,322	32,734	34,971	36,999	80
3,310	4,080	4,943	5,957	7,057	8,255	9,569	10,966	12,415	13,914	15,458	17,015	18,581	20,119	85

女子

100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	100,000	0
85,095	86,360	87,625	88,348	90,042	91,401	92,941	94,481	95,887	96,945	97,663	98,142	98,461	98,674	1
78,133	80,148	82,136	84,055	85,945	87,890	90,044	92,191	94,139	95,755	96,860	97,600	98,095	98,425	5
76,095	78,320	80,515	82,636	84,708	86,833	89,160	91,475	93,585	95,350	96,568	97,397	97,952	98,322	10
73,637	77,000	78,333	81,591	83,792	86,047	88,500	90,939	93,161	95,030	96,328	97,223	97,823	98,223	15
72,540	75,091	77,615	80,059	82,433	84,865	87,488	90,099	92,486	94,509	95,926	96,932	97,608	98,059	20
69,792	72,569	75,332	78,010	80,615	83,284	86,128	88,963	91,571	93,806	95,397	96,543	97,314	97,829	25
66,929	69,943	72,940	75,864	78,702	81,611	84,686	87,758	90,575	93,011	94,786	96,077	96,946	97,528	30
64,013	67,263	70,500	73,683	76,726	79,861	83,158	86,450	89,465	92,099	94,048	95,489	96,461	97,113	35
61,041	64,515	67,987	71,374	74,652	78,006	81,511	85,007	88,203	91,023	93,136	94,726	95,800	96,522	40
57,919	61,594	65,266	68,868	72,342	75,895	79,586	83,266	86,637	89,639	91,908	93,638	94,826	95,625	45
54,363	58,211	62,064	65,852	69,506	73,244	77,105	80,959	84,490	87,668	90,089	91,958	93,282	94,192	50
50,107	54,083	58,093	62,044	65,857	69,763	73,785	77,809	81,502	84,862	87,434	89,461	90,912	91,946	55
44,942	48,979	53,076	57,135	61,080	65,138	69,302	73,497	77,353	80,918	83,642	85,813	87,381	88,509	60
38,331	42,319	46,413	50,489	54,486	58,627	62,887	67,188	71,196	74,943	77,803	80,097	81,840	83,109	65
30,205	33,895	37,747	41,630	45,509	49,576	53,770	58,044	62,064	65,892	68,831	71,247	73,184	74,711	70
20,805	23,861	27,141	30,521	33,962	37,628	41,441	45,385	49,147	52,811	55,662	58,138	60,274	62,094	75
11,627	13,743	16,086	18,569	21,190	24,054	27,082	30,281	33,399	36,517	38,977	41,193	43,337	45,319	80
3,744	4,720	5,835	7,123	8,541	10,090	11,836	13,726	17,838	19,966	21,690	23,298	24,963	28,815	85

II表 標準生命表 生命表死亡率

死亡水準 (1.0009x)

性別年令	水準 0 ($e_0=20$)	水準 5 ($e_0=22.5$)	水準 10 ($e_0=25$)	水準 15 ($e_0=27.5$)	水準 20 ($e_0=30$)	水準 25 ($e_0=32.5$)	水準 30 ($e_0=35$)	水準 35 ($e_0=37.5$)	水準 40 ($e_0=40$)	水準 45 ($e_0=42.5$)	水準 50 ($e_0=45$)	水準 55 ($e_0=47.5$)	水準 60 ($e_0=50$)	水準 65 ($e_0=52.5$)	水準 70 ($e_0=55$)	水 (e
男子																
0	332.31	310.55	290.49	271.93	255.59	240.38	224.65	209.25	195.73	182.39	169.09	156.53	143.78	130.82	118.11	
1 — 4	267.98	235.27	207.67	184.21	164.43	146.69	130.86	116.31	104.16	92.50	82.07	72.52	63.56	54.98	47.22	
5 — 9	89.06	77.89	68.40	60.33	53.53	47.42	42.01	37.06	33.00	29.09	25.65	22.55	19.72	17.03	14.68	
10 — 14	55.68	49.22	43.61	38.78	34.66	30.93	27.57	24.47	21.89	19.42	17.22	15.24	13.40	11.66	10.18	
15 — 19	68.08	62.41	57.05	52.03	47.65	43.52	39.46	35.60	32.34	29.14	26.28	23.68	21.22	18.74	16.49	
20 — 24	85.81	79.96	74.20	68.61	63.91	59.35	53.34	49.76	45.52	41.46	37.63	34.07	30.63	27.02	23.90	
25 — 29	100.33	92.40	84.74	77.49	71.05	64.96	58.89	53.45	48.50	43.31	39.40	35.44	31.74	28.00	24.54	
30 — 34	119.56	108.54	98.22	88.66	80.35	72.62	65.19	58.61	52.79	47.33	42.27	37.76	33.61	29.56	25.87	
35 — 39	147.14	131.74	117.68	104.93	94.14	84.14	75.03	67.03	60.05	53.58	47.67	42.45	37.75	33.28	29.28	
40 — 44	184.52	163.96	145.60	129.18	115.45	102.96	91.58	81.81	73.06	58.06	58.06	51.94	46.44	41.17	36.57	
45 — 49	224.27	199.69	177.89	158.44	141.87	126.88	113.54	102.09	91.67	82.19	74.04	66.96	60.58	54.57	48.66	
50 — 54	259.66	234.09	210.97	190.11	172.43	156.31	141.39	128.48	116.84	106.46	96.89	88.69	81.28	74.28	67.99	
55 — 59	302.86	277.92	254.60	232.95	214.20	196.83	180.32	165.73	152.50	140.30	129.43	119.81	111.05	102.67	95.26	
60 — 64	350.36	328.05	306.35	285.41	266.90	249.36	231.93	216.20	201.75	188.28	176.23	165.63	155.94	146.35	137.49	
65 — 69	420.21	400.41	380.42	360.40	342.45	325.04	306.80	289.97	274.30	259.50	245.62	233.12	221.49	209.98	199.52	
70 — 74	529.66	510.83	491.26	471.32	452.34	433.58	414.31	396.07	378.29	361.39	345.17	330.47	317.01	303.71	291.13	
75 — 79	654.67	636.83	618.02	598.55	580.59	561.54	541.86	523.16	504.82	487.20	470.10	454.28	439.18	424.08	410.44	
80 — 84	813.99	796.15	777.25	757.58	739.73	720.64	700.45	681.17	662.40	644.34	626.70	610.36	594.78	578.98	563.92	

性別年令	水準 0 ($e_0=20$)	水準 5 ($e_0=22.5$)	水準 10 ($e_0=25$)	水準 15 ($e_0=27.5$)	水準 20 ($e_0=30$)	水準 25 ($e_0=32.5$)	水準 30 ($e_0=35$)	水準 35 ($e_0=37.5$)	水準 40 ($e_0=40$)	水準 45 ($e_0=42.5$)	水準 50 ($e_0=45$)	水準 55 ($e_0=47.5$)	水準 60 ($e_0=50$)	水準 65 ($e_0=52.5$)	水準 70 ($e_0=55$)
女子															
0	306.76	286.66	268.15	251.01	233.73	217.48	203.25	189.25	175.59	162.01	149.05	136.40	123.75	111.54	99.58
1 — 4	273.39	240.03	211.87	187.93	166.95	148.16	132.18	117.46	104.75	92.58	81.81	71.93	62.64	53.92	45.50
5 — 9	92.69	81.06	71.16	62.79	55.45	48.87	43.29	38.19	33.85	29.70	26.08	22.81	19.73	16.88	14.39
10 — 14	63.42	56.06	49.69	44.18	39.29	34.87	31.08	27.58	24.58	21.70	19.16	16.85	14.68	12.65	10.81
15 — 19	76.77	70.38	64.32	58.68	53.21	48.11	43.60	39.32	35.42	31.61	28.10	24.79	21.65	18.78	16.22
20 — 24	94.84	88.38	82.02	75.84	69.27	63.03	57.70	52.80	47.48	42.44	37.88	33.58	29.42	25.59	22.06
25 — 29	113.13	104.19	95.57	87.38	79.35	71.80	65.10	59.03	52.67	46.68	41.02	36.18	31.75	27.51	23.73
30 — 34	132.14	119.96	108.56	97.99	87.96	78.66	70.62	53.45	56.19	49.43	43.57	38.31	33.45	29.01	25.11
35 — 39	153.14	139.11	122.47	109.21	97.05	85.94	76.53	68.32	60.19	52.70	46.43	40.86	35.73	31.08	27.03
40 — 44	170.34	151.35	134.41	119.24	105.55	93.15	82.87	73.98	65.52	57.77	51.15	45.28	39.94	35.11	30.94
45 — 49	191.05	170.10	151.54	134.96	120.27	106.99	95.15	86.09	76.96	68.68	61.40	54.93	49.06	43.80	39.20
50 — 54	218.97	197.41	177.92	160.35	144.01	129.18	116.86	106.14	95.70	86.19	78.28	70.92	63.98	57.83	52.50
55 — 59															

分表死亡率

(1,0009×)

水準 45 (e₀=42.5)	水準 50 (e₀=45)	水準 55 (e₀=47.5)	水準 60 (e₀=50)	水準 65 (e₀=52.5)	水準 70 (e₀=55)	水準 75 (e₀=57.6)	水準 80 (e₀=60.4)	水準 85 (e₀=63.2)	水準 90 (e₀=65.8)	水準 95 (e₀=68.2)	水準 100 (e₀=70.2)	水準 105 (e₀=71.7)	水準 110 (e₀=73)	水準 115 (e₀=73.9)	性與年令
															男子
182.39	169.09	156.53	143.78	130.82	118.11	102.34	84.47	66.60	50.52	38.01	29.67	24.11	20.41	17.94	0
92.50	82.07	72.52	63.56	54.98	47.22	39.88	33.21	26.78	20.56	14.55	9.95	6.55	4.42	3.00	1~4
29.09	25.65	22.55	19.72	17.03	14.68	12.48	10.55	8.75	7.20	5.73	4.06	2.80	1.96	1.40	5~9
19.42	17.22	15.24	13.40	11.66	10.18	8.81	7.61	6.48	5.44	4.49	3.31	2.36	1.73	1.31	10~14
29.14	26.28	23.68	21.22	18.74	16.49	14.39	12.45	10.64	8.99	7.42	5.64	4.01	2.93	2.21	15~19
41.46	37.63	34.07	30.63	27.02	23.90	20.89	17.94	15.10	12.52	10.07	7.44	5.37	3.99	3.07	20~24
43.81	39.40	35.44	31.74	28.00	24.54	21.25	18.35	15.59	12.87	10.34	7.83	5.90	4.61	3.75	25~29
													5.86		
47.33	42.27	37.76	33.61	29.56	25.87	22.48	19.36	16.49	13.86	11.39	9.05	7.14	8.12	5.01	30~34
53.58	47.67	42.45	37.75	33.28	29.28	25.60	22.26	19.22	16.43	13.85	11.50	9.47	12.50	7.22	35~39
58.06	58.06	51.94	46.44	41.17	36.57	32.36	28.52	25.04	22.02	19.16	16.61	14.30	12.50	11.30	40~44
82.19	74.04	66.96	60.58	54.57	48.66	44.36	40.60	36.00	32.50	29.15	26.23	23.30	20.66	18.61	45~49
106.46	96.89	88.69	81.28	74.28	67.99	62.25	57.21	52.65	48.57	44.67	41.11	37.63	34.15	31.01	50~54
140.30	129.43	119.81	111.05	102.67	95.26	88.53	82.41	76.85	71.96	67.56	63.06	58.62	54.58	50.54	55~59
188.28	176.23	165.63	155.94	146.35	137.49	129.48	122.30	115.83	109.82	104.10	98.40	92.61	87.14	82.15	60~64
259.50	245.62	232.12	221.49	209.98	199.52	190.11	181.21	173.20	165.69	158.46	151.32	143.92	137.21	130.87	65~69
361.39	345.17	330.47	317.01	303.71	291.13	279.61	268.74	258.62	249.22	240.20	231.51	222.76	214.70	207.39	70~74
497.20	470.10	452.28	439.18	424.08	410.44	398.05	386.23	375.29	364.86	354.98	344.87	334.57	323.99	314.24	75~79
644.34	626.70	610.36	594.78	578.98	563.92	549.84	536.52	523.97	512.36	500.96	490.21	480.19	468.67	456.23	80~84
															女子
162.01	149.05	136.40	123.75	111.54	99.58	85.99	70.59	55.19	41.33	30.55	23.37	18.58	15.39	13.26	0
92.58	81.81	71.93	62.64	53.92	45.50	38.41	31.17	24.24	18.03	12.27	8.22	5.52	3.72	2.52	1~4
29.70	26.08	22.81	19.73	16.88	14.39	12.03	9.82	7.77	5.89	4.23	3.01	2.08	1.46	1.05	5~9
21.70	19.16	16.85	14.62	12.65	10.81	9.05	7.40	5.86	4.53	3.36	2.49	1.79	1.32	1.01	10~14
31.61	28.10	24.79	21.65	18.78	16.22	13.74	11.43	9.24	7.25	5.48	4.17	2.99	2.20	1.67	15~19
42.44	37.88	33.58	29.42	25.59	22.06	18.63	15.54	12.61	9.89	7.44	5.57	4.01	3.01	2.35	20~24
46.68	41.02	36.18	31.75	27.51	23.73	20.09	16.74	13.55	10.88	8.48	6.41	4.83	3.78	3.08	25~29
49.43	43.57	38.31	33.45	29.01	25.11	21.44	18.04	14.91	12.25	9.81	7.79	6.12	5.00	4.26	30~34
52.70	46.43	40.86	35.73	31.08	27.03	23.23	19.81	16.69	14.11	11.68	9.70	7.99	6.85	6.09	35~39
57.77	51.15	45.28	39.94	35.11	30.94	27.06	23.62	20.48	17.76	15.21	13.13	11.49	10.17	9.29	40~44
68.68	61.40	54.93	49.06	43.80	39.20	34.93	31.17	27.71	24.78	21.99	19.78	17.94	16.28	14.99	45~49
86.19	78.28	70.92	63.98	57.83	52.50	47.53	43.06	38.91	35.37	32.01	29.47	27.15	25.41	23.85	50~54
112.68	103.07	94.38	86.36	79.12	72.12	66.29	60.76	55.65	50.91	46.47	43.37	40.78	38.84	37.38	55~59

10－14	55.68	49.22	43.61	38.78	34.66	30.93	27.57	24.47	21.89	19.42	17.22	15.24	13.40	11.66	16.18
15－19	68.08	62.41	57.05	52.03	47.65	43.52	39.46	35.60	32.34	29.14	26.28	23.68	21.22	18.74	16.49
20－24	85.81	79.96	74.20	68.61	63.91	59.35	53.34	49.76	45.52	41.46	37.63	34.07	30.63	27.02	23.90
25－29	100.33	92.40	84.74	77.49	71.05	64.96	58.89	53.45	48.50	43.81	39.40	35.44	31.74	28.00	24.54
30－34	119.56	108.54	98.22	88.66	80.35	72.62	65.19	58.61	52.79	47.33	42.27	37.76	33.61	29.56	25.87
35－39	147.14	131.74	117.88	104.93	94.14	84.14	75.03	67.03	60.05	53.58	47.67	42.45	37.75	33.28	29.28
40－44	184.52	163.96	145.60	129.18	115.45	102.96	91.58	81.81	73.06	58.06	58.06	51.94	46.44	41.17	36.57
45－49	224.27	199.69	177.89	158.44	141.87	126.88	113.54	102.09	91.67	82.19	74.04	66.96	60.58	54.57	48.66
50－54	259.66	234.09	210.97	190.11	172.43	156.31	141.39	128.48	116.84	106.46	96.89	88.69	81.28	74.28	67.99
55－59	302.86	277.92	254.60	232.95	214.20	196.83	180.32	165.73	152.50	140.30	129.43	119.81	111.05	102.67	95.26
60－64	350.36	328.05	306.35	285.41	266.90	249.36	231.93	216.20	201.75	188.28	176.23	165.63	155.94	146.35	137.49
65－69	420.21	400.41	380.42	360.40	342.45	325.04	306.80	289.97	274.30	259.50	245.62	233.12	221.49	209.98	199.52
70－74	529.66	510.87	491.26	471.32	452.34	433.58	414.31	396.07	378.29	361.39	345.17	330.47	317.01	303.71	291.13
75－79	654.67	636.83	618.02	598.55	580.59	561.54	541.86	523.16	504.82	487.20	470.10	454.28	439.18	424.08	410.44
80－84	813.99	796.15	777.25	757.58	739.73	720.64	700.45	681.17	662.40	644.34	626.70	610.36	594.78	578.98	563.92

女子

0	306.76	286.66	268.15	251.01	233.73	217.48	203.25	189.25	175.59	162.01	149.05	136.40	123.75	111.54	99.58
1～4	273.39	240.03	211.87	187.93	166.95	148.16	132.18	117.46	104.75	92.58	81.81	71.93	62.64	53.92	45.50
5～9	92.69	81.06	71.16	62.79	55.46	48.87	43.29	38.19	33.85	29.70	26.08	22.81	19.73	16.88	14.39
10～14	63.42	56.06	49.69	44.18	39.29	34.87	31.08	27.58	24.58	21.70	19.16	16.85	14.68	12.65	10.81
15～19	76.77	70.38	64.32	58.68	53.21	48.11	43.60	39.32	35.42	31.61	28.10	24.79	21.65	18.78	16.22
20～24	94.94	88.38	82.02	75.84	69.27	63.03	57.70	52.80	47.48	42.44	37.88	33.58	29.42	25.59	22.06
25～29	113.13	104.19	95.57	87.38	79.35	71.80	65.10	59.03	52.67	46.68	41.02	36.18	31.75	27.51	23.73
30～34	132.14	119.96	108.56	97.99	87.96	78.66	70.62	63.45	56.19	49.43	43.57	38.31	33.45	29.01	25.11
35～39	153.14	137.11	122.47	109.21	97.05	85.94	76.53	68.32	60.19	52.70	46.43	40.86	35.73	31.08	27.03
40～44	170.34	151.35	134.41	119.24	105.55	93.15	82.87	73.98	65.52	57.77	51.15	45.28	39.94	35.11	30.94
45～49	191.05	170.10	151.54	134.96	120.27	106.99	95.75	86.09	76.96	68.68	61.40	54.93	49.06	43.80	39.20
50～54	218.97	197.41	177.92	160.33	144.01	129.18	116.86	106.14	95.70	86.19	78.28	70.92	63.98	57.83	52.50
55～59	252.65	232.02	212.56	194.48	177.08	161.05	147.54	135.54	123.64	112.68	103.07	94.38	86.36	79.12	72.12
60～64	307.59	288.00	268.95	250.56	232.02	214.56	199.56	185.95	172.01	159.03	147.09	135.97	125.54	116.32	107.95
65～69	380.19	362.28	344.19	326.08	306.78	288.25	272.07	257.04	241.02	225.91	212.00	199.06	186.71	175.46	164.76
70～74	458.91	441.53	423.48	405.07	385.44	366.27	348.63	331.87	314.11	297.21	281.21	266.02	250.98	236.86	223.73
75～79	629.00	611.86	593.79	575.08	555.05	534.15	515.43	497.53	477.96	459.17	441.16	424.03	407.31	391.61	376.08
80～84	789.92	772.63	754.27	735.19	714.27	692.37	672.99	654.29	633.46	613.38	594.02	575.44	557.17	540.08	523.83

19.42	17.22	15.24	13.40	11.66	16.18	8.81	7.61	6.48	5.44	4.49	3.31	2.36	1.73	1.31	10~14
29.14	26.28	23.68	21.22	18.74	16.49	14.39	12.45	10.64	8.99	7.42	5.64	4.01	2.93	2.21	15~19
41.46	37.63	34.07	30.63	27.02	23.90	20.89	17.94	15.10	12.52	10.07	7.44	5.37	3.99	3.07	20~24
43.81	39.40	35.44	31.74	28.00	24.54	21.25	18.35	15.59	12.87	10.34	7.83	5.90	4.61	3.75	25~29
													5.86		
47.33	42.27	37.76	33.61	29.56	25.87	22.48	19.36	16.49	13.86	11.39	9.05	7.14	8.12	5.01	30~34
53.58	47.67	42.45	37.75	33.28	29.28	25.60	22.26	19.22	16.43	13.85	11.50	9.47	12.50	7.22	35~39
58.06	58.06	51.94	46.4	41.17	36.57	32.36	28.52	25.04	22.02	19.16	16.61	14.30	12.50	11.30	40~44
82.19	74.02	66.96	60.58	54.57	48.66	44.36	40.00	36.00	32.50	29.15	26.23	23.30	20.66	18.61	45~49
106.46	96.89	88.69	81.28	74.28	67.99	62.25	57.21	52.65	48.57	44.67	41.11	37.63	3445	31.01	50~54
140.30	129.43	119.81	111.05	102.67	95.26	88.53	82.41	76.85	71.96	67.56	63.06	58.62	54.58	50.54	55~59
188.28	176.23	165.63	155.94	146.35	137.49	129.48	122.30	115.83	109.82	104.10	98.40	92.61	87.14	82.15	60~64
259.50	244.62	232.12	221.49	209.98	199.52	190.11	181.21	173.20	165.69	158.46	151.32	143.92	137.21	130.87	65~69
361.39	345.17	330.47	317.01	303.71	291.13	279.61	268.74	258.62	249.22	240.26	231.51	222.76	214.70	207.39	70~74
487.20	470.10	454.28	439.18	424.08	410.44	398.05	386.23	375.29	364.86	354.98	344.87	334.57	323.99	314.24	75~79
644.34	626.70	610.36	594.78	578.98	563.92	549.84	536.52	523.97	512.30	500.96	490.21	480.19	468.67	456.23	80~84

女子

162.01	149.05	136.40	123.75	111.54	99.58	85.99	70.59	55.19	41.33	30.55	23.37	18.58	15.39	13.26	0
92.58	81.81	71.93	62.64	53.92	45.50	38.41	31.17	24.24	18.03	12.27	9.22	5.52	3.72	2.52	1~4
29.70	26.08	22.81	19.73	16.88	14.39	12.03	9.82	7.77	5.89	4.23	3.01	2.08	1.46	1.05	5~9
21.70	19.16	16.85	14.68	12.65	10.81	9.05	7.40	5.86	4.53	3.36	2.49	1.79	1.32	1.01	10~14
31.61	28.10	24.79	21.65	18.78	16.22	13.74	11.43	9.24	7.25	5.48	4.17	2.99	2.20	1.67	15~19
42.44	37.88	33.58	29.42	25.59	22.06	18.63	15.54	12.61	9.89	7.44	5.57	4.01	3.01	2.35	20~24
46.68	41.02	36.18	31.75	27.51	23.73	20.09	16.74	13.55	10.88	8.18	6.41	4.83	3.78	3.02	25~29
49.43	43.57	38.31	33.45	29.01	25.11	21.44	18.04	14.91	12.25	9.81	7.79	6.12	5.00	4.26	30~34
52.70	46.43	40.86	35.73	31.08	27.03	23.23	19.81	16.69	14.11	11.68	9.70	7.99	6.85	6.09	35~39
57.77	51.15	45.28	39.94	35.11	30.94	27.06	23.62	20.48	17.76	15.21	13.19	11.49	10.17	9.29	40~44
68.68	61.40	54.93	49.06	43.80	39.20	34.93	31.17	27.71	24.78	21.99	19.78	17.94	16.28	14.98	45~49
86.19	78.28	70.92	63.98	57.83	52.50	47.53	43.06	38.91	35.37	32.01	29.47	27.15	25.41	23.85	50~54
112.68	103.07	94.38	86.36	79.12	72.12	66.29	60.76	55.65	50.91	46.47	43.37	40.78	38.84	37.38	55~59
159.03	147.09	135.97	125.54	116.32	107.95	99.95	92.57	85.61	79.59	73.84	69.31	66.61	63.41	61.01	60~64
225.91	212.00	199.06	186.71	175.46	164.76	154.38	144.98	136.09	128.27	120.77	115.32	110.49	105.77	101.05	65~69
327.21	311.21	296.02	280.98	266.86	253.73	241.01	229.29	218.09	208.12	198.52	191.33	184.00	176.35	168.88	70~74
459.17	441.16	424.03	407.31	391.61	376.08	360.75	346.50	332.80	320.43	308.53	299.75	291.47	281.04	270.15	75~79
613.38	594.02	575.44	557.17	540.38	523.83	507.96	493.16	478.85	465.91	455.25	443.51	434.43	423.99	412.71	80~84

V表 標準生命表の生残比

死亡 水準

性別年令	水準 0 (e_0 = 20)	水準 5 (e_0 = 22.5)	水準 10 (e_0 = 25)	水準 15 (e_0 = 27.5)	水準 20 (e_0 = 30)	水準 25 (e_0 = 32.5)	水準 30 (e_0 = 35)	水準 35 (e_0 = 37.5)	水準 40 (e_0 = 40)	水準 45 (e_0 = 42.5)	水準 50 (e_0 = 45)	水準 55 (e_0 = 47.5)	水準 60 (e_0 = 50)	水準 65 (e_0 = 52.5)
男子														
(出生)	(0.6092)	(0.6334)	(0.6622)	(0.6853)	(0.7058)	(0.7248)	(0.7440)	(0.7626)	(0.7789)	(0.7950)	(0.8107)	(0.8256)	(0.8406)	(0.8557)
0 – 4	0.7666	0.7953	0.8200	0.8405	0.8597	0.8731	0.8868	0.8993	0.9098	0.9198	0.9287	0.9369	0.9445	0.9518
5 – 9	0.9269	0.9359	0.9436	0.9501	0.9551	0.9606	0.9651	0.9691	0.9725	0.9757	0.9785	0.9811	0.9834	0.9856
10 – 14	0.9383	0.9444	0.9498	0.9547	0.9590	0.9629	0.9700	0.9700	0.9729	0.9758	0.9783	0.9806	0.9827	0.9848
15 – 19	0.9234	0.9291	0.9346	0.9399	0.9444	0.9487	0.9532	0.9574	0.9612	0.9648	0.9681	0.9712	0.9741	0.9772
20 – 24	0.9073	0.9141	0.9207	0.9271	0.9326	0.9379	0.9434	0.9488	0.9530	0.9574	0.9615	0.9653	0.9688	0.9725
25 – 29	0.8906	0.8999	0.9088	0.9171	0.9245	0.9313	0.9381	0.9440	0.9494	0.9545	0.9592	0.9634	0.9673	0.9712
30 – 34	0.8675	0.8805	0.8925	0.9036	0.9130	0.9218	0.9301	0.9373	0.9437	0.9496	0.9551	0.9559	0.9644	0.9686
35 – 39	0.8357	0.8533	0.8692	0.8836	0.8957	0.9068	0.9179	0.9258	0.9336	0.9408	0.9473	0.9529	0.9580	0.9628
40 – 44	0.7976	0.8198	0.8395	0.8572	0.8722	0.8857	0.8980	0.9085	0.9180	0.9267	0.9342	0.9408	0.9467	0.9523
45 – 49	0.7663	0.7850	0.8052	0.8271	0.8440	0.8594	0.8734	0.8854	0.8964	0.9064	0.9105	0.9226	0.9294	0.9359
50 – 54	0.7219	0.7469	0.7698	0.7907	0.8086	0.8251	0.8406	0.8542	0.8664	0.8774	0.8877	0.8965	0.9045	0.9121
55 – 59	0.6776	0.7011	0.7233	0.7443	0.7626	0.7798	0.7964	0.8113	0.8249	0.8375	0.8488	0.8587	0.8678	0.8767
60 – 64	0.6221	0.6428	0.6633	0.6811	0.7182	0.7355	0.7514	0.7674	0.7990	0.7978	0.7924	0.8037	0.8141	0.8244
65 – 69	0.5395	0.5582	0.5772	0.5963	0.6139	0.6312	0.6492	0.6660	0.6820	0.6972	0.7116	0.7246	0.7367	0.7487
70 – 74	0.4303	0.4478	0.4660	0.4847	0.5023	0.5202	0.5386	0.5561	0.5732	0.5896	0.6054	0.6199	0.6334	0.6469
75 – 79	0.3044	0.3207	0.3381	0.3559	0.3724	0.3900	0.4083	0.4258	0.4430	0.4595	0.4757	0.4906	0.5049	0.5193
(80 +)	(0.1085)	(0.1280)	(0.1483)	(0.1678)	(0.1850)	(0.2023)	(0.2195)	(0.2355)	(0.2502)	(0.2640)	(0.2768)	(0.2882)	(0.2988)	(0.3091)
女子														
(出生)	(0.6290)	(0.6558)	(0.6801)	(0.7024)	(0.7242)	(0.7447)	(0.7629)	(0.7802)	(0.7968)	(0.8135)	(0.8292)	(0.8443)	(0.8594)	(0.8739)
0 – 4	0.8637	0.8932	0.9179	0.9387	0.9569	0.9732	0.9876	0.9996	0.9105	0.9209	0.9300	0.9384	0.9463	0.9537
5 – 9	0.9212	0.9309	0.9392	0.9462	0.9524	0.9579	0.9627	0.9669	0.9707	0.9742	0.9773	0.9801	0.9826	0.9852
10 – 14	0.9201	0.9270	0.9332	0.9387	0.9438	0.9484	0.9528	0.9568	0.9604	0.9639	0.9670	0.9698	0.9724	0.9748
15 – 19	0.9146	0.9209	0.9271	0.9330	0.9390	0.9446	0.9495	0.9540	0.9579	0.9614	0.9646	0.9674	0.9699	0.9718
20 – 24	0.8965	0.9041	0.9111	0.9176	0.9239	0.9297	0.9348	0.9394	0.9435	0.9472	0.9506	0.9536	0.9562	0.9585
25 – 29	0.8749	0.8834	0.8934	0.9026	0.9115	0.9199	0.9272	0.9338	0.9396	0.9448	0.9495	0.9536	0.9572	0.9604
30 – 34	0.8581	0.8720	0.8849	0.8967	0.9077	0.9179	0.9268	0.9342	0.9419	0.9490	0.9550	0.9604	0.9654	0.9700
35 – 39	0.8390	0.8563	0.8719	0.8858	0.8988	0.9105	0.9207	0.9293	0.9372	0.9448	0.9513	0.9572	0.9622	0.9669
40 – 44	0.8203	0.8400	0.8578	0.8734	0.8875	0.9002	0.9116	0.9210	0.9290	0.9367	0.9439	0.9500	0.9556	0.9606
45 – 49	0.7985	0.8175	0.8364	0.8533	0.8698	0.8838	0.8968	0.9076	0.9170	0.9259	0.9304	0.9373	0.9437	0.9493
50 – 54	0.7663	0.7892	0.8098	0.8278	0.8454	0.8598	0.8738	0.8858	0.8965	0.9061	0.9148	0.9227	0.9298	0.9362
55 – 59	0.7238	0.7437	0.7626	0.7805	0.7984	0.8134	0.8283	0.8411	0.8526	0.8630	0.8724	0.8809	0.8886	0.8956

標準生命表の生残比（P_x）

死亡水準

性別年令	水準 40 (e_0 = 40)	水準 45 (e_0 = 42.5)	水準 50 (e_0 = 45)	水準 55 (e_0 = 47.5)	水準 60 (e_0 = 50)	水準 65 (e_0 = 52.5)	水準 70 (e_0 = 55)	水準 75 (e_0 = 57.6)	水準 80 (e_0 = 60.4)	水準 85 (e_0 = 63.2)	水準 90 (e_0 = 65.8)	水準 95 (e_0 = 68.2)	水準 100 (e_0 = 70.2)	水準 105 (e_0 = 71.7)	水準 110 (e_0 = 73.0)	水準 115 (e_0 = 73.9)
男子																
（出生）	(0.77789)	(0.79150)	(0.81107)	(0.82856)	(0.84406)	(0.85557)	(0.87102)	(0.88977)	(0.90470)	(0.92162)	(0.94238)	(0.95586)	(0.96778)	(0.97444)	(0.97881)	(0.98172)
0－4	0.9098	0.9198	0.9287	0.9369	0.9445	0.9518	0.9584	0.9648	0.9708	0.9765	0.9818	0.9869	0.9908	0.9936	0.9954	0.9966
5－9	0.9725	0.9757	0.9785	0.9811	0.9834	0.9856	0.9876	0.9893	0.9909	0.9924	0.9937	0.9949	0.9963	0.9974	0.9982	0.9988
10－14	0.9729	0.9758	0.9783	0.9806	0.9827	0.9848	0.9867	0.9884	0.9900	0.9914	0.9928	0.9941	0.9955	0.9968	0.9977	0.9982
15－19	0.9612	0.9648	0.9681	0.9712	0.9741	0.9772	0.9798	0.9824	0.9848	0.9871	0.9893	0.9913	0.9935	0.9953	0.9965	0.9974
20－24	0.9530	0.9574	0.9615	0.9653	0.9688	0.9725	0.9758	0.9789	0.9819	0.9847	0.9873	0.9898	0.9924	0.9944	0.9957	0.9966
25－29	0.9434	0.9545	0.9592	0.9636	0.9673	0.9712	0.9748	0.9781	0.9811	0.9840	0.9866	0.9891	0.9916	0.9935	0.9948	0.9956
30－34	0.9437	0.9494	0.9551	0.9599	0.9644	0.9686	0.9725	0.9760	0.9792	0.9822	0.9849	0.9874	0.9897	0.9917	0.9930	0.9939
35－39	0.9336	0.9408	0.9473	0.9529	0.9580	0.9628	0.9671	0.9711	0.9746	0.9779	0.9808	0.9835	0.9860	0.9881	0.9897	0.9907
40－44	0.9180	0.9269	0.9342	0.9408	0.9467	0.9523	0.9575	0.9623	0.9668	0.9696	0.9728	0.9759	0.9786	0.9810	0.9835	0.9851
45－49	0.8964	0.9064	0.9105	0.9226	0.9294	0.9359	0.9419	0.9469	0.9516	0.9558	0.9596	0.9632	0.9664	0.9696	0.9727	0.9752
50－54	0.8664	0.8774	0.8877	0.8965	0.9045	0.9121	0.9189	0.9250	0.9306	0.9356	0.9400	0.9441	0.9481	0.9521	0.9558	0.9594
55－59	0.8249	0.8345	0.8423	0.8587	0.8678	0.8767	0.8847	0.8919	0.8985	0.9044	0.9098	0.9148	0.9198	0.9249	0.9296	0.9341
60－64	0.7705	0.7800	0.7886	0.7964	0.8035	0.8102	0.8164	0.8222	0.8276	0.8326	0.8373	0.8417	0.8460	0.8502	0.8541	0.8577
65－69	0.6980	0.7076	0.7163	0.7243	0.7316	0.7386	0.7450	0.7510	0.7566	0.7618	0.7667	0.7713	0.7758	0.7801	0.7841	0.7879
70－74	0.6080	0.6179	0.6269	0.6352	0.6428	0.6501	0.6568	0.6631	0.6689	0.6744	0.6795	0.6843	0.6889	0.6933	0.6974	0.7013
75－79	0.4988	0.5093	0.5189	0.5278	0.5360	0.5438	0.5509	0.5577	0.5639	0.5698	0.5753	0.5805	0.5854	0.5901	0.5945	0.5986
80－84	0.3705	0.3816	0.3918	0.4012	0.4099	0.4181	0.4256	0.4328	0.4393	0.4455	0.4513	0.4568	0.4620	0.4670	0.4716	0.4760
85－89	0.2282	0.2382	0.2475	0.2562	0.2643	0.2720	0.2792	0.2860	0.2924	0.2985	0.3043	0.3098	0.3151	0.3201	0.3248	0.3293
90－94	0.1139	0.1202	0.1262	0.1319	0.1374	0.1427	0.1478	0.1527	0.1574	0.1620	0.1664	0.1707	0.1749	0.1789	0.1828	0.1865
95－99	0.0350	0.0374	0.0398	0.0422	0.0446	0.0470	0.0494	0.0518	0.0542	0.0566	0.0590	0.0614	0.0638	0.0662	0.0686	0.0710
100－	0.0077	0.0082	0.0087	0.0092	0.0097	0.0102	0.0107	0.0112	0.0117	0.0122	0.0127	0.0132	0.0137	0.0142	0.0147	0.0152
女子																
（出生）	(0.79850)	(0.82680)	(0.85380)	(0.87830)	(0.89980)	(0.91780)	(0.93260)	(0.94450)	(0.95350)	(0.95990)	(0.96420)	(0.96700)	(0.96880)	(0.96990)	(0.97060)	(0.97110)
0－4	0.7683	0.7965	0.8234	0.8478	0.8696	0.8880	0.9030	0.9151	0.9246	0.9317	0.9369	0.9405	0.9429	0.9444	0.9454	0.9461
5－9	0.7552	0.7866	0.8155	0.8419	0.8648	0.8841	0.8995	0.9117	0.9214	0.9287	0.9340	0.9377	0.9402	0.9418	0.9429	0.9436
10－14	0.7466	0.7814	0.8115	0.8373	0.8588	0.8766	0.8909	0.9024	0.9116	0.9186	0.9239	0.9277	0.9303	0.9321	0.9333	0.9341
15－19	0.7396	0.7746	0.8060	0.8334	0.8564	0.8753	0.8902	0.9019	0.9111	0.9181	0.9234	0.9272	0.9298	0.9316	0.9328	0.9336
20－24	0.7335	0.7691	0.8010	0.8287	0.8523	0.8719	0.8873	0.8994	0.9090	0.9163	0.9218	0.9258	0.9285	0.9304	0.9317	0.9326
25－29	0.7274	0.7636	0.7960	0.8241	0.8482	0.8683	0.8841	0.8966	0.9064	0.9140	0.9198	0.9240	0.9269	0.9289	0.9303	0.9313
30－34	0.7208	0.7574	0.7902	0.8187	0.8432	0.8637	0.8799	0.8926	0.9027	0.9105	0.9165	0.9209	0.9240	0.9261	0.9276	0.9287
35－39	0.7126	0.7496	0.7829	0.8120	0.8370	0.8580	0.8746	0.8878	0.8982	0.9063	0.9125	0.9172	0.9205	0.9228	0.9245	0.9257
40－44	0.7026	0.7400	0.7738	0.8034	0.8289	0.8504	0.8677	0.8815	0.8923	0.9007	0.9072	0.9122	0.9158	0.9183	0.9202	0.9215
45－49	0.6894	0.7276	0.7622	0.7926	0.8189	0.8411	0.8592	0.8736	0.8848	0.8936	0.9004	0.9057	0.9097	0.9125	0.9146	0.9161
50－54	0.6729	0.7116	0.7469	0.7780	0.8050	0.8280	0.8469	0.8620	0.8739	0.8833	0.8906	0.8963	0.9007	0.9038	0.9061	0.9078
55－59	0.6519	0.6909	0.7274	0.7603	0.7896	0.8150	0.8364	0.8539	0.8679	0.8790	0.8877	0.8945	0.8997	0.9034	0.9061	0.9080
60－64	0.6219	0.6609	0.6979	0.7324	0.7639	0.7920	0.8164	0.8372	0.8543	0.8683	0.8797	0.8889	0.8962	0.9016	0.9056	0.9085
65－69	0.5688	0.6093	0.6478	0.6837	0.7167	0.7463	0.7722	0.7944	0.8130	0.8283	0.8409	0.8512	0.8596	0.8661	0.8712	0.8752
70－74	0.4958	0.5368	0.5762	0.6135	0.6484	0.6805	0.7094	0.7350	0.7571	0.7759	0.7916	0.8047	0.8154	0.8239	0.8305	0.8357
75－79	0.3966	0.4350	0.4729	0.5095	0.5444	0.5771	0.6071	0.6341	0.6580	0.6787	0.6964	0.7113	0.7236	0.7335	0.7414	0.7476
80－84	0.2782	0.3105	0.3435	0.3766	0.4092	0.4407	0.4705	0.4981	0.5232	0.5457	0.5655	0.5826	0.5971	0.6091	0.6187	0.6262
85－89	0.1660	0.1900	0.2150	0.2410	0.2677	0.2947	0.3214	0.3474	0.3722	0.3955	0.4171	0.4367	0.4540	0.4688	0.4810	0.4909
90－94	0.0710	0.0824	0.0945	0.1073	0.1208	0.1350	0.1498	0.1651	0.1809	0.1971	0.2135	0.2299	0.2459	0.2612	0.2754	0.2883
95－99	0.0174	0.0199	0.0225	0.0253	0.0283	0.0315	0.0350	0.0387	0.0427	0.0470	0.0516	0.0565	0.0617	0.0672	0.0729	0.0788
100－	0.0035	0.0040	0.0045	0.0050	0.0055	0.0060	0.0065	0.0070	0.0075	0.0080	0.0085	0.0090	0.0095	0.0100	0.0105	0.0110

男子

(出生)	(0.6092)	(0.6334)	(0.6622)	(0.6853)	(0.7058)	(0.7248)	(0.7440)	(0.7626)	(0.7789)	(0.7950)	(0.8107)	(0.8256)	(0.8406)	(0.8557)	(0.8703)	(0
0 - 4	0.7666	0.7953	0.8200	0.8405	0.8577	0.8731	0.8868	0.8993	0.9105	0.9208	0.9287	0.9369	0.9445	0.9518	0.9584	0.
5 - 9	0.9269	0.9359	0.9436	0.9501	0.9551	0.9607	0.9651	0.9691	0.9725	0.9757	0.9785	0.9811	0.9834	0.9856	0.9876	0.
10 - 14	0.9383	0.9444	0.9498	0.9547	0.9590	0.9629	0.9700	0.9700	0.9729	0.9758	0.9783	0.9806	0.9827	0.9848	0.9867	0.
15 - 19	0.9234	0.9291	0.9346	0.9399	0.9444	0.9487	0.9532	0.9574	0.9612	0.9648	0.9681	0.9712	0.9741	0.9772	0.9798	0.
20 - 24	0.9073	0.9141	0.9207	0.9271	0.9326	0.9379	0.9434	0.9484	0.9530	0.9574	0.9615	0.9653	0.9688	0.9725	0.9758	0.
25 - 29	0.8906	0.8999	0.9088	0.9171	0.9245	0.9313	0.9381	0.9440	0.9494	0.9545	0.9592	0.9634	0.9673	0.9712	0.9748	0.
30 - 34	0.8675	0.8805	0.8925	0.9036	0.9130	0.9218	0.9301	0.9373	0.9437	0.9496	0.9551	0.9599	0.9644	0.9686	0.9725	0.
35 - 39	0.8357	0.8533	0.8692	0.8836	0.8957	0.9068	0.9179	0.9258	0.9336	0.9408	0.9473	0.9529	0.9580	0.9628	0.9671	0.
40 - 44	0.7996	0.8198	0.8395	0.8572	0.8722	0.8857	0.8980	0.9085	0.9180	0.9267	0.9342	0.9408	0.9467	0.9523	0.9575	0.
45 - 49	0.7663	0.7850	0.8032	0.8271	0.8440	0.8594	0.8734	0.8854	0.8968	0.9064	0.9105	0.9226	0.9294	0.9359	0.9419	0.
50 - 54	0.7219	0.7469	0.7688	0.7907	0.8086	0.8251	0.8406	0.8542	0.8664	0.8783	0.8877	0.8965	0.9045	0.9121	0.9189	0.
55 - 59	0.6776	0.7011	0.7233	0.7443	0.7626	0.7798	0.7964	0.8113	0.8249	0.8375	0.8488	0.8587	0.8678	0.8767	0.8847	0.
60 - 64	0.6221	0.6428	0.6633	0.7011	0.7182	0.7355	0.7514	0.2674	0.7990	0.7178	0.7924	0.8037	0.8141	0.8244	0.8338	0.
65 - 69	0.5395	0.5582	0.5772	0.5963	0.6139	0.6312	0.6479	0.6620	0.6820	0.7022	0.7116	0.7246	0.7367	0.7487	0.7598	0.
70 - 74	0.4303	0.4478	0.4660	0.4847	0.5023	0.5202	0.5386	0.5561	0.5732	0.5896	0.6054	0.6199	0.6334	0.6469	0.6594	0.
75 - 79	0.3044	0.3207	0.3381	0.3559	0.3724	0.3900	0.4080	0.4258	0.4430	0.4595	0.4757	0.4907	0.5049	0.5193	0.5326	0.
(80 +)	(0.1085)	(0.1280)	(0.1483)	(0.1678)	(0.1850)	(0.2023)	(0.2185)	(0.2355)	(0.2502)	(0.2640)	(0.2768)	(0.2882)	(0.2988)	(0.3091)	(0.3186)	(0

女子

(出生)	(0.6290)	(0.6558)	(0.6801)	(0.7024)	(0.7242)	(0.7447)	(0.7629)	(0.7802)	(0.7968)	(0.8135)	(0.8292)	(0.8443)	(0.8594)	(0.8739)	(0.8882)	(0
0 - 4	0.9639	0.9932	0.8179	0.8387	0.8579	0.8732	0.8898	0.9026	0.9105	0.9209	0.9300	0.9384	0.9463	0.9537	0.9609	0.
5 - 9	0.9212	0.9309	0.9392	0.9462	0.9524	0.9579	0.9629	0.9670	0.9707	0.9742	0.9773	0.9801	0.9826	0.9852	0.9874	0.
10 - 14	0.9201	0.9310	0.9402	0.9481	0.9539	0.9589	0.9638	0.9678	0.9714	0.9749	0.9781	0.9809	0.9834	0.9853	0.9869	0.
15 - 19	0.9147	0.9209	0.9271	0.9330	0.9380	0.9426	0.9475	0.9514	0.9548	0.9581	0.9611	0.9637	0.9660	0.9685	0.9708	0.
20 - 24	0.8965	0.9041	0.9115	0.9186	0.9246	0.9302	0.9357	0.9400	0.9438	0.9475	0.9509	0.9538	0.9564	0.9589	0.9613	0.
25 - 29	0.8719	0.8834	0.8934	0.9026	0.9105	0.9179	0.9252	0.9309	0.9358	0.9406	0.9450	0.9486	0.9518	0.9548	0.9576	0.
30 - 34	0.8581	0.8720	0.8849	0.8967	0.9070	0.9165	0.9255	0.9324	0.9385	0.9443	0.9495	0.9537	0.9574	0.9608	0.9639	0.
35 - 39	0.8390	0.8563	0.8724	0.8868	0.8993	0.9106	0.9214	0.9296	0.9368	0.9434	0.9494	0.9542	0.9585	0.9622	0.9659	0.
40 - 44	0.8203	0.8400	0.8584	0.8744	0.8883	0.9006	0.9118	0.9202	0.9280	0.9352	0.9417	0.9469	0.9517	0.9556	0.9600	0.
45 - 49	0.7965	0.8175	0.8364	0.8533	0.8688	0.8828	0.8942	0.9043	0.9130	0.9214	0.9293	0.9354	0.9408	0.9457	0.9493	0.
50 - 54	0.7643	0.7872	0.8080	0.8271	0.8454	0.8598	0.8738	0.8858	0.8968	0.9068	0.9161	0.9234	0.9298	0.9352	0.9399	0.
55 - 59	0.7238	0.7437	0.7626	0.7805	0.7981	0.8147	0.8318	0.8458	0.8585	0.8711	0.8829	0.8923	0.9005	0.9078	0.9144	0.
60 - 64	0.6627	0.6811	0.6983	0.7171	0.7355	0.7539	0.7682	0.7822	0.7961	0.8104	0.8230	0.8323	0.8409	0.8459	0.8553	0.
65 - 69	0.5782	0.5952	0.6119	0.6300	0.6479	0.6643	0.6830	0.6983	0.7145	0.7307	0.7443	0.7525	0.7610	0.7832	0.7948	0.
70 - 74	0.4636	0.4799	0.4970	0.5143	0.5330	0.5517	0.5689	0.5853	0.6029	0.6197	0.6358	0.6511	0.6666	0.6804	0.6940	0.
75 - 79	0.3295	0.3431	0.3600	0.3772	0.3959	0.4147	0.4331	0.4500	0.4687	0.4838	0.5007	0.5205	0.5369	0.5523	0.5672	0.
(80 +)	(0.1320)	(0.1508)	(0.1691)	(0.1878)	(0.2064)	(0.2251)	(0.2409)	(0.2555)	(0.2702)	(0.2858)	(0.3011)	(0.3211)	(0.3303)	(0.3486)	(0.3640)	(0

男子

(性 出)	(0.9847)	(0.9838)	(0.9801)	(0.9744)	(0.9676)	(0.9580)	(0.9435)	(0.9262)	(0.9040)	(0.8788)	(0.8557)	(0.8702)	(0.8888)	(0.9036)	(0.9306)	(0.9535)	(0.9660)	(0.9744)	(0.9838)	(0.9847)
0 - 4	0.8513	0.9693	0.8788	0.9225	0.9796	0.9852	0.9818	0.9765	0.9818	0.9841	0.9518	0.9584	0.9379	0.9131	0.9441	0.9731	0.9885	0.9825	0.9693	0.8513
5 - 9	0.0457	0.9866	0.7886	0.9855	0.9788	0.9855	0.9655	0.9835	0.9666	0.9665	0.9856	0.9856	0.9838	0.9595	0.9666	0.9665	0.9855	0.9788	0.9866	0.0457
10 - 14	0.9866	0.9784	0.9615	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9906	0.9845	0.9855	0.9855	0.9855	0.9906	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9784	0.9866
15 - 19	0.9366	0.9774	0.9855	0.9855	0.9855	0.9935	0.9855	0.9855	0.9855	0.9838	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9774	0.9366
20 - 24	0.9223	0.9716	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9716	0.9223
25 - 29	0.9563	0.9516	0.9345	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9516	0.9563
30 - 34	0.8787	0.9823	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9823	0.8787
35 - 39	0.9223	0.9516	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9516	0.9223
40 - 44	0.9879	0.9868	0.9853	0.9835	0.9814	0.9846	0.9844	0.9846	0.9844	0.9842	0.9846	0.9846	0.9846	0.9844	0.9846	0.9846	0.9846	0.9846	0.9868	0.9879
45 - 49	0.9806	0.9666	0.9705	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9666	0.9806
50 - 54	0.9595	0.9939	0.9935	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9939	0.9595
55 - 59	0.9510	0.9846	0.9755	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9846	0.9510
60 - 64	0.9616	0.9868	0.9822	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9868	0.9616
65 - 69	0.9898	0.9866	0.9818	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9866	0.9898
70 - 74	0.9852	0.9844	0.9816	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9844	0.9852
75 - 79	0.9698	0.9693	0.9884	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9693	0.9698
80 -	0.9698	0.9693	0.9884	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9693	0.9698

女子

(性 出)	(0.9847)	(0.9838)	(0.9801)	(0.9744)	(0.9676)	(0.9580)	(0.9435)	(0.9262)	(0.9040)	(0.8788)	(0.8557)	(0.8702)	(0.8888)	(0.9036)	(0.9306)	(0.9535)	(0.9660)	(0.9744)	(0.9838)	(0.9847)
0 - 4	0.8513	0.9693	0.8788	0.9225	0.9796	0.9852	0.9818	0.9765	0.9818	0.9841	0.9518	0.9584	0.9379	0.9131	0.9441	0.9731	0.9885	0.9825	0.9693	0.8513
5 - 9	0.0457	0.9866	0.7886	0.9855	0.9788	0.9855	0.9655	0.9835	0.9666	0.9665	0.9856	0.9856	0.9838	0.9595	0.9666	0.9665	0.9855	0.9788	0.9866	0.0457
10 - 14	0.9866	0.9784	0.9615	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9906	0.9845	0.9855	0.9855	0.9855	0.9906	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9784	0.9866
15 - 19	0.9366	0.9774	0.9855	0.9855	0.9855	0.9935	0.9855	0.9855	0.9855	0.9838	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9774	0.9366
20 - 24	0.9223	0.9716	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9716	0.9223
25 - 29	0.9563	0.9516	0.9345	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9516	0.9563
30 - 34	0.8787	0.9823	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9823	0.8787
35 - 39	0.9223	0.9516	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9855	0.9516	0.9223
40 - 44	0.9879	0.9868	0.9853	0.9835	0.9814	0.9846	0.9844	0.9846	0.9844	0.9842	0.9846	0.9846	0.9846	0.9844	0.9846	0.9846	0.9846	0.9846	0.9868	0.9879
45 - 49	0.9806	0.9666	0.9705	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9666	0.9806
50 - 54	0.9595	0.9939	0.9935	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9939	0.9595
55 - 59	0.9510	0.9846	0.9755	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9846	0.9510
60 - 64	0.9616	0.9868	0.9822	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9868	0.9616
65 - 69	0.9898	0.9866	0.9818	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9866	0.9898
70 - 74	0.9852	0.9844	0.9816	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9844	0.9852
75 - 79	0.9698	0.9693	0.9884	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9693	0.9698
80 -	0.9698	0.9693	0.9884	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9754	0.9693	0.9698

I表。標準生命表の年令別死亡

死亡水準

性別年令	水準 0 (e_0 = 20)	水準 5 (e_0 = 22.5)	水準 10 (e_0 = 25)	水準 15 (e_0 = 27.5)	水準 20 (e_0 = 30)	水準 25 (e_0 = 32.5)	水準 30 (e_0 = 35)	水準 35 (e_0 = 37.5)	水準 40 (e_0 = 40)	水準 45 (e_0 = 42.5)	水準 50 (e_0 = 45)	水準 55 (e_0 = 47.5)	水準 60 (e_0 = 50)	水準 65 (e_0 = 52.5)	水準 (e_0
男　子															
0 ———	442.63	411.67	381.41	341.60	316.20	293.25	270.17	248.20	229.41	211.29	193.65	177.35	161.16	145.05	
1 – 4 ——	77.96	67.11	58.27	50.98	44.99	39.73	35.13	30.97	27.55	24.31	21.44	18.85	16.44	14.15	
5 – 9 ——	18.64	16.21	14.16	12.44	11.00	9.72	8.58	7.55	6.71	5.90	5.20	4.56	3.98	3.44	
10 – 14 ——	11.45	10.09	8.92	7.91	7.05	6.28	5.59	4.96	4.43	3.92	3.47	3.07	2.70	2.34	
15 – 19 ——	14.09	12.88	11.75	10.68	9.76	8.90	8.05	7.25	6.57	5.91	5.32	4.79	4.29	3.78	
20 – 24 ——	17.93	16.66	15.41	14.21	13.20	12.23	11.17	10.21	9.32	8.47	7.67	6.93	6.22	5.48	
25 – 29 ——	21.13	19.38	17.90	16.12	14.93	13.43	12.13	10.98	9.94	8.96	8.04	7.22	6.45	5.68	
30 – 34 ——	25.43	22.95	20.66	18.55	16.74	15.07	13.48	12.08	10.84	9.69	8.64	7.70	6.84	6.00	
35 – 39 ——	31.07	28.20	25.61	22.15	19.76	17.59	15.59	13.87	12.38	11.01	9.77	8.67	7.70	6.77	
40 – 44 ——	40.65	35.72	31.40	27.62	24.50	21.71	19.20	17.06	15.17	13.45	11.96	10.66	9.50	8.41	
45 – 49 ——	50.53	44.37	39.05	34.41	30.54	27.10	24.07	21.52	19.22	17.14	15.38	13.85	12.49	11.22	
50 – 54 ——	59.69	53.02	47.17	42.02	37.74	33.92	30.43	27.46	24.82	22.49	20.36	18.56	16.95	15.43	
55 – 59 ——	71.38	64.55	58.34	52.73	47.98	43.66	39.64	36.14	33.01	30.18	27.68	25.49	23.52	21.65	
60 – 64 ——	84.96	78.49	72.35	66.59	61.60	56.97	52.48	48.48	44.87	41.57	38.65	36.12	33.83	31.58	
65 – 69 ——	106.42	100.14	93.94	87.92	82.65	77.63	72.48	67.82	63.58	59.64	56.00	52.77	49.82	46.92	
70 – 74 ——	144.12	137.21	130.28	123.34	116.91	110.72	104.51	98.77	93.31	88.21	83.43	79.17	75.35	71.61	
75 – 79 ——	194.69	186.80	178.81	170.84	163.60	156.14	148.65	141.69	135.04	128.82	122.91	117.55	112.56	107.64	
80 – 84 ——	274.44	264.86	254.17	243.76	234.75	225.25	215.65	206.60	198.10	190.09	182.54	175.67	169.30	162.98	
85 + ———	511.36	460.12	413.80	387.42	363.99	344.56	327.70	313.93	302.48	292.58	284.10	276.97	270.72	264.90	
女　子															
0 ———	398.43	365.17	335.65	309.22	283.41	259.97	239.81	220.56	202.22	184.42	167.81	151.94	136.41	121.72	
1 – 4 ——	79.80	68.66	59.60	52.13	45.95	40.16	35.51	31.29	27.71	24.33	21.37	18.89	16.19	13.87	
5 – 9 ——	19.44	16.90	14.76	12.96	11.31	10.02	8.85	7.79	6.89	6.03	5.24	4.61	3.99	3.41	
10 – 14 ——	13.10	11.54	10.19	9.03	8.02	7.10	6.31	5.59	4.98	4.39	3.87	3.40	2.96	2.55	
15 – 19 ——	15.97	14.59	13.29	12.09	10.93	9.86	8.92	8.02	7.21	6.42	5.70	5.02	4.38	3.79	
20 – 24 ——	19.91	18.50	17.10	15.77	14.35	13.02	11.88	10.85	9.73	8.67	7.72	6.83	5.97	5.19	
25 – 29 ——	23.98	21.98	20.07	18.28	16.52	14.99	13.46	12.17	10.82	9.56	8.38	7.37	6.45	5.58	
30 – 34 ——	28.30	25.52	22.96	20.61	18.40	16.38	14.64	13.11	11.56	10.14	8.91	7.81	6.80	5.89	
35 – 39 ——	33.17	29.44	26.09	23.10	20.40	17.96	15.92	14.15	12.41	10.83	9.51	8.34	7.28	6.31	
40 – 44 ——	37.24	32.75	28.82	25.36	22.29	19.54	17.29	15.36	13.55	11.90	10.50	9.27	8.15	7.15	
											12.67	11.30	10.06	8.95	

長의 年令別 死亡率 (1,000mx)

死亡水準

45 (2.5)	水準 50 (°e₀ = 45)	水準 55 (°e₀ = 47.5)	水準 60 (°e₀ = 50)	水準 65 (°e₀ = 52.5)	水準 70 (°e₀ = 55)	水準 75 (°e₀ = 57.6)	水準 80 (°e₀ = 60.4)	水準 85 (°e₀ = 63.2)	水準 90 (°e₀ = 65.8)	水準 95 (°e₀ = 68.2)	水準 100 (°e₀ = 70.2)	水準 105 (°e₀ = 71.7)	水準 110 (°e₀ = 73.0)	水準 115 (°e₀ = 73.9	性別年令
															男子
9	193.65	177.35	161.16	145.05	129.59	110.85	90.18	70.10	52.51	39.13	30.35	24.55	20.73	18.18	0
1	21.44	18.85	16.44	14.15	12.10	10.18	8.45	6.79	5.20	3.67	2.45	1.64	1.11	0.75	1-4
0	5.20	4.56	3.98	3.44	2.96	2.51	2.12	1.76	1.45	1.15	0.81	0.56	0.39	0.28	5-9
2	3.47	3.07	2.70	2.34	2.05	1.77	1.53	1.30	1.09	0.89	0.66	0.47	0.35	0.26	10-14
1	5.32	4.79	4.29	3.78	3.32	2.90	2.51	2.14	1.81	1.49	1.13	0.80	0.59	0.44	15-19
7	7.67	6.93	6.22	5.48	4.84	4.22	3.62	3.04	2.52	2.02	1.49	1.08	0.80	0.61	20-24
5	8.04	7.22	6.45	5.68	4.97	4.30	3.70	3.14	2.59	2.08	1.57	1.18	0.92	0.75	25-29
9	8.64	7.70	6.84	6.00	5.24	4.55	3.91	3.33	2.79	2.29	1.82	1.43	1.18	1.00	30-34
1	9.77	8.67	7.70	6.77	5.94	5.19	4.50	3.88	3.31	2.79	2.31	1.90	1.63	1.45	35-39
5	11.96	10.66	9.50	8.41	7.45	6.58	5.79	5.07	4.45	3.87	3.35	2.88	2.52	2.27	40-44
4	15.38	13.85	12.49	11.22	9.97	9.07	8.16	7.33	6.61	5.92	5.32	4.71	4.17	3.76	45-49
9	20.36	18.56	16.95	15.43	14.08	12.85	11.78	10.81	9.96	9.14	8.40	7.67	6.95	6.30	50-54
8	27.68	25.49	23.52	21.65	20.00	18.53	17.19	15.98	14.93	13.99	13.02	12.08	11.22	10.37	55-59
7	38.65	36.12	33.83	31.58	29.53	27.69	26.05	24.59	23.24	21.96	20.70	19.42	18.22	17.13	60-64
4	56.00	52.77	49.82	46.92	44.32	42.02	39.85	37.92	36.13	34.42	32.74	31.02	29.46	28.01	65-69
1	83.43	79.17	75.35	71.61	68.14	65.01	62.09	59.41	56.94	54.60	52.36	50.13	48.10	46.28	70-74
2	122.91	117.55	112.56	107.64	103.28	99.39	95.73	92.40	89.26	86.32	83.35	80.36	77.33	74.56	75-79
9	182.54	175.67	169.30	162.98	157.07	151.67	146.64	141.99	137.74	133.68	129.89	126.39	122.42	118.21	80-84
8	284.10	276.97	270.72	264.90	259.83	255.32	251.20	247.52	244.26	241.34	238.71	236.36	234.24	232.36	85+
															女子
	167.81	151.94	136.41	121.72	107.62	91.92	74.54	57.57	42.65	31.27	23.79	18.84	15.57	13.39	0
3	21.37	18.89	16.19	13.87	11.65	9.80	7.92	6.14	4.55	3.09	2.06	1.38	0.93	0.63	1-4
	6.29	4.61	3.99	3.41	2.90	2.42	1.97	1.56	1.18	0.85	0.60	0.42	0.29	0.21	5-9
	3.87	3.40	2.96	2.55	2.17	1.82	1.49	1.18	0.91	0.67	0.50	0.36	0.26	0.20	10-14
	5.70	5.02	4.38	3.79	3.27	2.77	2.30	1.86	1.45	1.10	0.84	0.60	0.44	0.33	15-19
	7.72	6.83	5.97	5.19	4.46	3.76	3.13	2.54	1.99	1.49	1.11	0.80	0.60	0.47	20-24
	8.38	7.37	6.45	5.58	4.80	4.06	3.38	2.83	2.19	1.70	1.29	0.97	0.76	0.62	25-29
	8.91	7.81	6.80	5.89	5.09	4.34	3.64	3.00	2.47	1.97	1.56	1.23	1.00	0.85	30-34
3	9.51	8.34	7.28	6.31	5.43	4.70	4.00	3.37	2.84	2.35	1.95	1.60	1.38	1.22	35-39
	10.50	9.27	8.15	7.15	6.29	5.49	4.78	4.14	3.58	3.06	2.65	2.31	2.04	1.87	40-44
	12.67	11.30	10.06	8.95	8.00	7.11	6.33	5.62	5.02	4.45	4.00	3.62	3.28	3.02	45-49
															50-54

男　子

0 ——	442.63	411.67	371.41	341.60	316.20	293.25	270.17	248.20	229.41	211.29	193.65	177.35	161.16	145.05
1 — 4 ——	77.96	67.11	58.27	50.98	44.99	39.73	35.13	30.97	27.55	24.31	21.44	18.85	16.44	14.15
5 — 9 ——	18.64	16.21	14.16	12.44	11.00	9.72	8.58	7.55	6.71	5.90	5.20	4.56	3.98	3.44
10 — 14 ——	11.45	10.09	8.92	7.91	7.05	6.28	5.59	4.96	4.43	3.92	3.47	3.07	2.70	2.34
15 — 19 ——	14.09	12.88	11.75	10.68	9.76	8.90	8.05	7.25	6.57	5.91	5.32	4.79	4.29	3.78
20 — 24 ——	17.93	16.66	15.41	14.21	13.20	12.23	11.17	10.21	9.32	8.47	7.67	6.93	6.22	5.48
25 — 29 ——	21.13	19.38	17.76	16.12	14.73	13.43	12.13	10.98	9.94	8.96	8.04	7.22	6.45	5.68
30 — 34 ——	25.43	22.95	20.66	18.55	16.74	15.07	13.48	12.08	10.84	9.69	8.64	7.70	6.84	6.00
35 — 39 ——	31.97	28.20	25.01	22.15	19.76	17.59	15.59	13.87	12.38	11.01	9.77	8.67	7.70	6.77
40 — 44 ——	40.65	35.72	31.40	27.62	24.50	21.71	19.20	17.06	15.17	13.45	11.96	10.66	9.50	8.41
45 — 49 ——	50.53	44.37	39.05	34.41	30.54	27.10	24.07	21.52	19.22	17.14	15.38	13.85	12.49	11.22
50 — 54 ——	59.69	53.02	47.17	42.02	37.74	33.92	30.43	27.46	24.82	22.49	20.36	18.56	16.95	15.43
55 — 59 ——	71.38	64.55	58.34	52.73	47.98	43.66	39.64	36.14	33.01	30.18	27.68	25.49	23.52	21.65
60 — 64 ——	84.96	78.49	72.35	66.59	61.60	56.97	52.48	48.48	44.87	41.57	38.65	36.12	33.83	31.58
65 — 69 ——	106.42	100.14	93.94	87.92	82.65	77.63	72.48	67.82	63.58	59.64	56.00	52.77	49.82	46.92
70 — 74 ——	144.12	137.21	130.28	123.34	116.91	110.72	104.51	98.77	93.31	88.21	83.43	79.17	75.35	71.61
75 — 79 ——	194.69	186.80	178.81	170.84	163.60	156.14	148.65	141.69	135.04	128.82	122.91	117.55	112.56	107.64
80 — 84 ——	274.44	264.86	254.17	243.76	234.75	225.25	215.65	206.60	198.10	190.09	182.54	175.67	169.30	162.98
85 + ——	511.36	460.12	418180	387.42	363.99	344.56	327.70	313.93	302.48	292.58	284.10	276.97	270.72	264.90

女　子

0 ——	398.43	365.17	335.65	309.22	283.41	259.87	239.81	220.56	202.22	184.42	167.81	151.94	136.41	121.72
1 — 4 ——	79.80	68.66	59.60	52.13	45.75	40.16	35.51	31.29	27.71	24.33	21.37	18.89	16.19	13.87
5 — 9 ——	19.44	16.90	14.76	12.96	11.31	10.02	8.85	7.79	6.89	6.03	5.29	4.61	3.99	3.41
10 — 14 ——	13.10	11.54	10.19	9.03	8.02	7.10	6.81	5.57	4.98	4.39	3.87	3.40	2.96	2.55
15 — 19 ——	15.97	14.59	13.29	12.09	10.93	9.86	8.92	8.02	7.21	6.42	5.70	5.02	4.38	3.79
20 — 24 ——	19.91	18.50	17.10	15.77	14.35	13.02	11.88	10.85	9.73	8.67	7.72	6.83	5.97	5.19
25 — 29 ——	23.98	21.98	20.07	18.28	16.52	14.89	13.46	12.17	10.82	9.56	8.38	7.37	6.45	5.58
30 — 34 ——	28.30	25.52	22.96	20.61	18.40	16.38	14.64	13.11	11.56	10.14	8.91	7.81	6.80	5.89
35 — 39 ——	33.17	29.44	26.09	23.10	20.40	17.96	15.92	14.15	12.41	10.83	9.51	8.34	7.28	6.31
40 — 44 ——	37.24	32.95	28.82	25.36	22.29	19.54	17.29	15.36	13.55	11.90	10.50	9.27	8.15	7.15
45 — 49 ——	42.25	37.18	32.79	28.75	25.59	22.61	20.11	17.93	16.01	14.22	12.67	11.30	10.06	8.95
50 — 54 ——	49.17	43.20	38.06	34.86	31.03	27.62	24.82	22.42	20.10	18.02	16.30	14.70	13.22	11.91
55 — 59 ——	57.84	52.49	47.57	43.08	38.86	35.03	31.86	29.08	26.36	23.88	21.74	19.81	18.05	16.48
60 — 64 ——	72.71	67.28	62.15	57.29	52.49	48.07	44.34	41.00	37.64	34.56	31.76	29.18	26.79	24.70
65 — 69 ——	93.87	88.49	83.15	77.92	72.47	67.35	62.99	58.99	54.81	50.94	47.43	44.21	41.19	38.47
70 — 74 ——	129.46	123.41	117.29	111.22	104.86	98.83	93.42	88.36	83.13	78.25	73.71	69.49	65.38	61.59
75 — 79 ——	183.54	176.33	168.86	161.47	153.68	145.74	138.89	132.45	125.61	119.19	113.20	107.63	102.30	97.39
80 — 84 ——	261.12	251.93	242.11	232.48	222.14	211.79	202.85	194.50	185.42	176.94	169.01	161.57	154.48	147.96
85 + ——	456.14	417.09	386.93	362.32	341.38	323.96	310.57	299.33	288.89	279.84	272.19	265.53	259.56	254.36

男子

29	193.65	177.35	161.16	145.05	129.59	110.85	90.18	70.10	52.51	39.13	30.35	24.55	20.73	18.18	0
31	21.44	18.85	16.44	14.15	12.10	10.18	8.45	6.79	5.20	3.67	2.45	1.64	1.11	0.75	1–4
90	5.20	4.56	3.98	3.44	2.96	2.51	2.12	1.76	1.45	1.15	0.81	0.56	0.39	0.28	5–9
92	3.47	3.07	2.70	2.34	2.05	1.77	1.53	1.30	1.09	0.89	0.66	0.47	0.35	0.26	10–14
91	5.32	4.79	4.29	3.78	3.32	2.90	2.51	2.14	1.91	1.49	1.13	0.80	0.59	0.44	15–19
47	7.67	6.93	6.22	5.48	4.84	4.22	3.62	3.04	2.52	2.02	1.49	1.08	0.80	0.61	20–24
96	8.04	7.22	6.45	5.68	4.97	4.30	3.70	3.14	2.59	2.08	1.57	1.18	0.92	0.75	25–29
59	8.64	7.70	6.84	6.00	5.24	4.55	3.91	3.33	2.79	2.29	1.82	1.43	1.18	1.00	30–34
01	9.77	8.67	7.70	6.77	5.84	5.19	4.50	3.88	3.31	2.79	2.31	1.90	1.63	1.45	35–39
25	11.96	10.66	9.50	8.41	7.45	6.58	5.79	5.07	4.45	3.87	3.35	2.88	2.52	2.27	40–44
14	15.38	13.85	12.49	11.22	9.97	9.07	8.16	7.33	6.61	5.92	5.32	4.71	4.17	3.76	45–49
49	20.36	18.56	16.95	15.43	14.08	12.85	11.78	10.81	9.96	9.14	8.40	7.67	6.95	6.30	50–54
18	27.68	25.49	23.52	21.65	20.00	18.53	17.19	15.98	14.93	13.99	13.02	12.08	11.22	10.37	55–59
57	38.65	36.12	33.83	31.58	29.53	27.69	26.05	24.59	23.24	21.96	20.70	19.42	18.22	17.13	60–64
64	56.00	52.77	49.82	46.92	44.32	42.02	39.85	37.92	36.13	34.42	32.74	31.02	29.46	28.01	65–69
21	83.43	79.17	75.35	71.61	68.14	65.01	62.09	59.41	56.94	54.60	52.36	50.13	48.10	46.28	70–74
92	122.91	117.55	112.56	107.64	103.28	99.39	95.73	92.40	89.26	86.32	83.35	80.36	77.33	74.56	75–79
29	182.54	175.67	169.30	162.98	157.07	151.67	146.64	141.99	137.74	133.68	129.39	126.39	122.42	118.21	80–84
58	284.10	276.97	270.72	264.90	259.83	255.32	251.20	247.52	244.26	241.34	238.71	236.36	234.24	232.36	85+

女子

167.81	151.94	136.41	121.72	107.62	91.92	74.54	57.57	42.65	31.27	23.79	18.84	15.57	13.39	0
21.37	18.89	16.19	13.87	11.65	9.80	7.92	6.14	4.55	3.09	2.06	1.38	0.93	0.63	1–4
5.29	4.61	3.99	3.41	2.90	2.42	1.97	1.56	1.18	0.85	0.60	0.42	0.29	0.21	5–9
3.87	3.40	2.96	2.55	2.17	1.82	1.49	1.18	0.91	0.67	0.50	0.36	0.26	0.20	10–14
5.70	5.02	4.38	3.79	3.27	2.77	2.30	1.86	1.45	1.10	0.84	0.60	0.44	0.33	15–19
7.72	6.83	5.97	5.19	4.46	3.76	3.13	2.54	1.99	1.49	1.11	0.80	0.60	0.48	20–24
8.38	7.37	6.45	5.58	4.80	4.06	3.38	2.83	2.19	1.70	1.29	0.97	0.76	0.62	25–29
8.91	7.81	6.80	5.89	5.09	4.34	3.64	3.00	2.47	1.97	1.56	1.23	1.00	0.85	30–34
9.51	8.34	7.28	6.31	5.48	4.70	4.00	3.37	2.84	2.35	1.95	1.60	1.38	1.22	35–39
10.50	9.27	8.15	7.15	6.29	5.49	4.78	4.14	3.58	3.06	2.65	2.31	2.04	1.87	40–44
12.67	11.30	10.06	8.95	8.00	7.11	6.33	5.62	5.02	4.45	4.00	3.62	3.28	3.02	45–49
16.30	14.70	13.22	11.91	10.78	9.74	8.80	7.94	7.20	6.51	5.98	5.51	5.15	4.83	50–54
21.74	19.81	18.05	16.48	15.05	13.71	12.53	11.45	10.45	9.52	8.87	8.33	7.92	7.62	55–59
31.76	29.18	26.79	24.70	22.82	21.04	19.41	17.89	16.58	15.33	14.47	13.78	13.10	12.59	60–64
47.43	44.21	41.19	38.47	35.91	33.46	31.26	28.21	27.41	25.71	24.47	23.39	22.33	21.29	65–69
73.71	69.49	65.38	61.59	58.10	54.80	51.80	48.96	46.46	44.08	42.31	40.53	38.68	36.89	70–74
113.20	107.63	102.30	97.39	92.63	88.03	83.82	79.85	76.31	72.96	70.52	68.24	65.40	62.47	75–80
169.01	161.57	154.48	147.96	141.94	136.17	130.92	125.92	121.48	117.21	113.98	110.99	107.61	104.01	80–84
272.19	265.53	259.56	254.36	249.86	245.57	241.69	238.20	235.22	232.54	230.61	228.97	227.41	225.98	85+