

韓國婦人の Cohort 別 順位 出産力の 分析

On the measurement of parity progression ratio in Korea, 1970

Dongwoo Lee

延世大學校 醫科大學

李 東 宇

서 론

出産力の水準을 測定하는데 있어서는 어떤 曆年に 관찰된 女子의 數 및 正常出産數에 依하여 測定하는 水準과 女子의 出生 Cohort 에 따라 Cohort 가 發生하는 正常出生數를 관찰하여 水準을 測定하는 方法으로 나눌 수 있다. 普通出生率, 一般出生率, 年令別出生率, 合計出生率, 總再生産率, 純再生産出生率 및 母兒比 等은 어떤 역년에 관찰된 人口와 出生數를 根據로 測定하는 出生率水準이고, 女子의 出生年度別 完了出生率, Cohort 出生率等은 出生別 Cohort 의 期間이 경과함에 따라 관찰되는 出生을 根據로 出産力 水準을 測定하는 Cohort 出産力이다.

관찰 年을 근거로 測定하는 出生率은 期間出生率 (period fertility rate)이라 불리우는데, 期間出生率의 測定은 한 역년중에 관찰된 事項으로부터 水準의 測定이 가능하므로 簡單히 測定할 수 있는 利點이 있다. 그러나 期間出生率은 관찰年이나 또는 그 前年度의 比較的 짧은 期間에 관찰된 事項과 이 짧은 期間의 여러 存在한 條件에 依한 出生이며 Fecundity 가 서로 다른 부인을 함께 관찰한 결과에 의한다.

出産은 짧은 期間에 存在하는 여러 要因에 따라 發生하기보다는 오히려 상당히 오랜 期間중에 있어서의 여러 要因에 依하여 發生하고, 出生年度가 달라짐에 따라 Cohort 의 出産에 대한 가치관 및 태도도 다르기 때문에 出産力 水準을 測定하는 方法으로서 같은 出生年度에 發生한 同質의 出生 cohort 를 cohort 가 경과하는 기간동안 관찰하여 出生率을 測定하는 것이 理想的이다.

出生率은 경과기간에 따라 다르므로 한 역년에 發生한 cohort 의 出生水準보다는 全生産年齡期間을 경과한 後에 合計出産率 또는 完了出産水準을 測定하여야 한다. 그러나 cohort 의 合計出産率 水準이나 完了出産水準은 每경과년별로 出生率水準이 測定되어야 測定이

可能하다.

出生 cohort 의 경과연도별 출산수준의 測定에 必要한 統計資料는 같은 出生 cohort 의 婦人に 대하여 出生後부터 49年間 同一婦人들의 계속적인 婦人의 死亡數와 경과연도별 出生統計를 관찰하여 수집하여야 한다. 이런 資料는 수집하기가 困難하다.

本研究에 있어서의 出生 cohort 의 出生年度別 完了出産數로부터 parity 別 parity progression ratio와 出産順位別 出生率을 測定하여 出生年度에 따라 그 水準과 變化양상을 분석 검토하고자 한다.

資料와 測定方法

出生年度別 婦人의 完了出生數 및 出産順位別 出産統計와 婦人의 數는 1970年 10月 1日 施行한 總人口 및 住宅調査中 10%의 標本 家口에서 集計한 資料이다. (경제기획원, 1973). 婦人의 出生年度別 期間의 범위는 1915년출생으로부터 1945年出生까지 出生水準을 測定할 수 있으며 이 出生 cohort 의 범위는 1970년 인구 센서스 시행당시 결혼한 60세부터 25세의 婦人이다.

出産의 總計資料는 調査時點에 있어서의 完了된 正常生産數를 利用할 수 있으나 本研究에서는 測定의 便宜上 9兒 以上の 出生順位에 對하여는 9出生順位 및 그 以上으로 分類하였다.

Parity progression ratio 의 計算方法은

$$f_{ij} = \frac{\sum W^m_{i(j+1)}}{\sum W^m_{ij}}$$

f_{ij} : i 출생코호트의 j 번째 출산순위의 출산부인이 $j+1$ 번째 순위의 출산율.

$\sum_{i=0} W^m_{ij}$: i 출산코호트의 j 번째 출산순위 이상의 결혼부인수.

$\sum_{i=0} W^m_{i(j+1)}$: i 출산코호트의 $(j+1)$ 번째 출산순위 이상의 결혼부인수.

이다.

i 출생코호트의 j 번째 출생순위 이상의 출생확률의

第1表 1915~1940년간의 출생코호트별 부인수(10% 표본수) 1970. 10. 1.

| 출생연도 | 1970. 10. 1일 기준의 연령 | 부인수 | 출생연도 | 1970. 10. 1일 기준의 연령 | 부인수 |
|-----------|---------------------|----------|------|---------------------|----------|
| 1911~1915 | 55~59 | 446, 891 | | | |
| 1916~1920 | 50~54 | 517, 671 | | | |
| 1921 | 49 | 119, 382 | 1931 | 39 | 166, 610 |
| 1922 | 48 | 132, 629 | 1932 | 38 | 182, 540 |
| 1923 | 47 | 130, 988 | 1933 | 37 | 187, 047 |
| 1924 | 46 | 130, 217 | 1934 | 36 | 193, 377 |
| 1925 | 45 | 141, 907 | 1935 | 35 | 205, 729 |
| 1926 | 44 | 139, 440 | 1936 | 34 | 216, 177 |
| 1927 | 43 | 140, 272 | 1937 | 33 | 207, 090 |
| 1928 | 42 | 157, 075 | 1938 | 32 | 218, 869 |
| 1929 | 41 | 161, 649 | 1939 | 31 | 213, 173 |
| 1930 | 40 | 171, 176 | 1940 | 30 | 214, 596 |

제2表 1970년 생존婦人の 完了出生率

| 出生年度 | 1970년의 연령 | 完了出生率 |
|-----------|-----------|----------|
| 1911~1915 | 55~59 | 5.443 |
| 1916~1920 | 50~54 | 5.676 |
| 1921~1925 | 45~49 | 5.659 |
| 1926~1930 | 40~44 | 5.307 |
| 1931~1935 | 35~39 | (4.557)* |
| 1936~1940 | 30~34 | (3.536)* |

* 未完了出生率

계산은,

$$B_{i,0}=1.00$$

$$B_{i,1}=1.00 \times f_{i,0}$$

$$B_{i,2}=1.00 \times f_{i,0} \times f_{i,1}$$

$$B_{ij}=1.00 \times f_{i,0} \times f_{i,1} \times \dots \times f_{i,j-1}$$

이다.

결 과

1970년 10월 1일 現在로 10%의 標本調査에 集計된 出生 cohort 別 結婚婦人の 數는 第1表에 表示하였다. 1911~1915年間の 出生 cohort 로서 5년 간의 연평균 부인수 (1970年 10월 1日 結婚婦人으로서 生存한 婦人數)는 1921年 以後의 各 年度別 出生 cohort 數보다 작은 數로서 89,378명이다.

1970년 10월 1일 生存者의 結婚婦人の 完了出生率은

1911~1915年 出生 cohort 가 5.443명으로 1916~1920年 出生 cohort 의 完了出生率 5.676보다 낮게 산출되었다. 1921~1925年 출생코호트로부터 그 以後 出生 cohort 의 完了出生率은 낮은 率을 보이고 있다(表 2). 1911~1915年 出生 cohort 의 낮은 水準은 高位出生順位の 婦人の 死亡으로 낮게 算定되었으나 實際에 있어서의 水準은 1916~1920年 출생코호트보다 높은것으로 推定할 수 있다.

1970年 10월 1日 現在の 出生 cohort 別 出生順位에 따른 parity progression ratio 는 1911~1940年까지의 출생코호트에 대하여 parity 別 水準을 表3에 表示하였다.

출생코호트별로 1970년까지 結婚한 婦人の 첫兒의 出生率은 1911년부터 1940年에 이르기까지 0.960에서 0.985범위에서 變化가 없음을 알 수 있다. 結婚婦人の 첫째 子女를 가진後 둘째 子女를 가지는 出生率은 0.934에서 0.962범위에 있으며, 이 水準을 結婚後 첫兒를 出産하는 出生率 水準과 比較할때 各 出生 cohort 別로 감소하나 水準의 差異는 매우 작다. 따라서 첫째 子女를 갖는 婦人中에서 둘째 子女를 갖는 出生確率은 높으며 1911~1940年間の 期間에 變化가 없다.

두번째 順位の 子女를 가진後 세번째 子女를 갖는 出生率(f_2)는 같은 기간중 1935年 以前의 出生 cohort 에 있어서는 그 水準의 差異를 보이고 있지 않으며, f_3 는 1930年 以前 出生 cohort 에서 差異가 없고 f_4 는 1927年 以前 出生 cohort 에 있어서 水準의 差異를 보이지 않는다.

f_6 即, 여섯번째 子女를 가진후 일곱번째 子女以上의

第3表 婦인의 출생연도별 Cohort의 Parity Progression Ratio(1970. 10. 1. 기준)

| 婦인의 출생 연도 | 1970년의 연령 | f ₀ | f ₁ | f ₂ | f ₃ | f ₄ | f ₅ | f ₆ |
|-----------|-----------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| 1911~1915 | 55~59 | 0.972 | 0.956 | 0.921 | 0.883 | 0.841 | 0.771 | 0.712 |
| 1916~1920 | 50~54 | 0.977 | 0.957 | 0.934 | 0.898 | 0.856 | 0.789 | 0.720 |
| 1921 | 49 | 0.978 | 0.956 | 0.934 | 0.898 | 0.860 | 0.798 | 0.732 |
| 1922 | 48 | 0.978 | 0.961 | 0.934 | 0.906 | 0.858 | 0.788 | 0.721 |
| 1923 | 47 | 0.978 | 0.962 | 0.933 | 0.908 | 0.860 | 0.789 | 0.719 |
| 1924 | 46 | 0.979 | 0.960 | 0.932 | 0.904 | 0.858 | 0.783 | 0.694 |
| 1925 | 45 | 0.982 | 0.961 | 0.932 | 0.902 | 0.861 | 0.776 | 0.681 |
| 1926 | 44 | 0.982 | 0.961 | 0.928 | 0.907 | 0.850 | 0.764 | 0.664 |
| 1927 | 43 | 0.983 | 0.958 | 0.933 | 0.904 | 0.852 | 0.753 | 0.655 |
| 1928 | 42 | 0.983 | 0.957 | 0.931 | 0.904 | 0.837 | 0.724 | 0.624 |
| 1929 | 41 | 0.985 | 0.958 | 0.935 | 0.896 | 0.825 | 0.712 | 0.591 |
| 1930 | 40 | 0.983 | 0.954 | 0.938 | 0.892 | 0.799 | 0.677 | 0.566 |
| 1931 | 39 | 0.982 | 0.956 | 0.935 | 0.886 | 0.774 | 0.643 | 0.519 |
| 1932 | 38 | 0.984 | 0.957 | 0.932 | 0.870 | 0.738 | 0.593 | (0.480) |
| 1933 | 37 | 0.979 | 0.959 | 0.932 | 0.853 | 0.718 | 0.560 | (0.429) |
| 1934 | 36 | 0.982 | 0.960 | 0.929 | 0.836 | 0.676 | 0.529 | (0.381) |
| 1935 | 35 | 0.979 | 0.957 | 0.922 | 0.800 | 0.634 | 0.466 | (0.348) |
| 1936 | 34 | 0.980 | 0.955 | 0.906 | 0.770 | 0.583 | 0.407 | (0.309) |
| 1937 | 33 | 0.977 | 0.951 | 0.896 | 0.726 | 0.521 | 0.366 | (0.264) |
| 1938 | 32 | 0.972 | 0.942 | 0.863 | 0.663 | 0.453 | 0.306 | (0.240) |
| 1939 | 31 | 0.970 | 0.934 | 0.831 | 0.600 | 0.401 | (0.259) | (0.207) |
| 1940 | 30 | (0.960) | (0.912) | (0.767) | (0.516) | (0.333) | (0.235) | (0.213) |

表 4. 한국, 폴란드 및 미국의 Parity Progression Ratio의 比較

| 국가 | 婦인의 출생연도 | f ₀ | f ₁ | f ₂ | f ₃ | f ₄ | f ₅ | f ₆ |
|-----|-----------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| 한국 | 1925 | 0.982 | 0.961 | 0.932 | 0.902 | 0.861 | 0.776 | 0.681 |
| 미국 | 1896~1900 | 0.814 | 0.781 | 0.668 | 0.654 | 0.653 | 0.667 | 0.664 |
| 폴란드 | 1896~1900 | 0.824 | 0.690 | 0.590 | 0.588 | 0.605 | 0.628 | 0.625 |

第5表 婦人の 出生 Cohort의 Parity別에 의한 出生婦人數 및 婦人當 出生兒數

| 出生 順位 | 婦인의 출생연도 | | | | | | | | |
|----------|----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 1921 | 1922 | 1923 | 1924 | 1925 | 1926 | 1927 | 1928 | 1929 |
| 0 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 | 1,000 |
| 1 | 978 | 978 | 978 | 979 | 982 | 982 | 983 | 983 | 985 |
| 2 | 935 | 939 | 940 | 940 | 944 | 944 | 942 | 941 | 944 |
| 3 | 894 | 878 | 877 | 876 | 879 | 879 | 880 | 876 | 883 |
| 4 | 803 | 795 | 796 | 792 | 794 | 794 | 795 | 792 | 791 |
| 5 | 690 | 682 | 685 | 680 | 683 | 675 | 678 | 663 | 653 |
| 6 | 550 | 537 | 540 | 532 | 530 | 516 | 510 | 480 | 465 |
| 7 | 403 | 387 | 388 | 367 | 361 | 347 | 334 | 299 | 275 |
| 8 | 258 | 245 | 239 | 223 | 214 | 197 | 180 | 159 | 138 |
| 9 | 141 | 132 | 126 | 111 | 105 | 94 | 80 | 67 | 59 |
| 婦人當 出生兒數 | 5.79 | 5.71 | 5.70 | 5.61 | 5.60 | 5.51 | 5.46 | 5.33 | 5.25 |

出生率은 1931年以前 出生 cohort에서는 出生率이 0.519以上으로서 여섯번째 出生兒를 가진 婦人이 일곱번째 以上の 出生兒를 갖는 出生確率이 높은 것을 볼 수 있다.

한국부인의 1925年 出生 cohort의 parity progression ratio를 1896~1900出生 cohort의 미국 및 佛蘭西와 比較하면 出生率水準이 높음을 알 수 있다(表 4).

婦人の 出生 cohort別 parity progression ratio에 依하여 發生한 婦人當 出生兒數와 生命表式 학률에 따른 parity別 出生兒婦人數를 表示하면 表 5와 같다.

婦人當 完了된 出生兒數는 1921年 出生 cohort로부터 1930年 出生 cohort에 이르기까지 6名에서 점진

적으로 감소하여 5名에 이르고 있다

참 고 문 헌

Pressat, Roland.: *Demographic Analysis*, Aldine-Atherton, 1972.

한국보건통계학회편 : 보건통계학, 신광출판사, 1975.
Republic of Korea.: *1970 Population and Housing Census Report, Vol.2, 10% Sample Survey, 4-2, Fertility*, Economic planning Board, 1973, 11.