

家族規模의 決定要因과 既婚女性の 經濟活動

具 成 烈
李 淑 民

目 次

- I. 序 論
- II. 資料와 分析方法
- III. 家族規模의 決定要因과 家族計劃의 實踐
- IV. 超過出産과 經濟活動
- V. 結 論

I. 序 論

최근의 社會·經濟發展으로 한국은 人口變遷(demographic transition)의 마지막 局面을 빠르게 지나고 있다. 出産力(合計)¹⁾의 수준은 1966년의 4.8에서 1975년의 3.5로 현저히 低下되었으며 그 결과 人口의 自然增加率は 2.7%에서 1.9%로 減少하였다(Hong, 1978).

筆者: 具成烈—韓國開發研究院 首席研究員
李淑民—韓國開發研究院 主任研究員

1) 어느 한 時點의 年齡別出産率이 계속된다는 假定下에 한 女性の 全可妊期間中 낳게 되는 總子女數를 말함. 따라서 年齡別 出産率(ASFR)의 合計로 표시됨 ($TFR = \sum ASFR$).

社會·經濟發展의 效果는 人力部門에도 波及되어 既成人口의 經濟活動과 成長人口의 就學率도 顯著한 增加現象을 보였다. 특히 女子의 經濟活動率은 31.5%에서 45.7%로 크게 增加하였고 中·高校水準 就學率은 39.3%에서 60.9%로 크게 伸張하였다.

出産力이 鈍化된 것은 말할 것도 없이 社會·經濟發展에 隨伴된 家族規模觀의 變遷과 이를 뒷받침할 수 있는 家族計劃 實踐力의 伸張 때문이라 할 수 있겠다. 한편, 女性人口 특히 既婚女性の 經濟活動率과 이들 子女의 就學率이 提高된 것은 出産力 추세와 관련지어 볼 때 出産力 低下에 따라 家事活動의 必要性이 低下된 점과 子女養育에 있어서 量的인 面에서 質的인 面으로 轉換한 때문이라고 假定할 수도 있겠다.

이렇게 볼 때 人口變遷의 基底를 이루고 있는 家族規模觀과 그 實踐이 어떤 要因의 支配를 받으며 既婚女性の 經濟活動과 이들의 子女에 대한 教育熱이 家族規模의 결정에 어떤

영향을 받는가에 대한 분석은 앞으로의 인구 및 人力政策에 상당한 示唆點을 提示할 것으로 看做된다. 왜냐하면 人口政策의 觀點에서 傳統的 男兒選好觀, 可妊期 人口의 增大, 結婚年齡의 停滯, 避妊受容率의 停滯 등은 出產力調節政策의 遂行上 加重的 어려움을 招來하고 있으며, 한편 人力政策의 側面에서는 成長爲主의 經濟政策이 分配 내지 雇傭爲主의 政策으로 轉換됨에 따라 가장 큰 潛在勞動力을 形成하고 있는 既婚女性의 經濟活動에 대한 理解는 필요불가결하다. 또한 그간 지속적 壓迫要因이 되어 온 高等教育에서의 超過需要 등을 고려할 때 어느 한 側面에서 限定된 分析이나 앞으로의 問題點 把握에 도움이 될 것이기 때문이다.

最近 出產力의 급격한 變化에 발맞추어 이에 대한 研究도 多樣하게 進전되어 왔다(KIFP, 1977, pp.10~28, 42~45, 166~169). 그러나 子女數의 希望과 實際出產行爲, 그리고 實際子女數가 既婚女性의 經濟活動에 미치는 影響에 대하여 一貫된 分析을 한 예는 全無한 實情이다. 本稿에서는 이러한 요구에 비추어 家族規模의 決定要因과 實際家族規模가 既婚女性의 經濟活動에 미치는 影響에 대하여 分析코자 한다.

第Ⅱ節에서는 資料와 分析方法을, 第Ⅲ節에서는 家族規模觀과 實際의 家族規模가 어떠한 要因의 支配를 받는가를 分析하였다. 第Ⅳ節에서는 家族規模觀의 成就與否에 따라 既婚女性의 就業活動과 이들의 子女에 대한 教育熱이 어떻게 달라지는가를 檢討하였으며 第Ⅴ節

에서는 分析結果를 要約하고 그 政策의 示唆點을 論하였다.

Ⅱ. 資料와 分析方法

使用된 資料는 1974年 世界出產力調査의 一環으로 韓國家族計劃研究院과 經濟企劃院 調査統計局에서 實施한 韓國出產力調査中 15~49歲의 既婚婦人 5,420名을 對象으로 하는 個人調査이다. 調査標本의 年齡別 分布는 「1970年 센서스」와 거의 一致하며 教育·住居地域 등의 社會的 特性面에서 볼 때는 다소 차이가 있기는 하나, 全體人口의 特性을 적절히 반영하는 것으로 나타나고 있다(EPB and KIFP, 1977, pp.56~65).

對象標本은 分析內容에 따라 限定되며 일단 分析內容에 따라 限定된 對象標本 중에서도 關心變數에 있어서 불확실한 應答을 보이는 標本은 分析에서 제외되었으므로 그만큼 代表性이 喪失된다. 그러나 이로 인하여 分析結果가 지나치게 歪曲되리라고 생각지 않는다.

分析方法은 圖表를 통하여 關心變數間의 대체적인 傾向을 把握하는 敘述的 方法과 回歸 分析方法을 竝用하였다. 回歸分析에 있어서는 分析內容의 相互同時의 性格 때문에 二段階最小自乘法을 適用해 볼 필요가 있었으나 單純最小自乘法(OLS method)을 이용하였으며 特定分析에 한하여 從屬變數가 갖는 特性 때문에 Logit 分析方法²⁾을 試圖하여 보았다. 使用된 變數의 記號는 다음과 같다.

REG ; 居住地域

(0) 都市 (1) 農村

2) Theil, 1971(pp.632~636) 참조. Computer program 은 Rice University에서 개발된 SHAZAM Package 를 利用하였다.

AGE ; 婦人의 年齡

- (1) 24⁻ (2) 25~29 (3) 30~34
(4) 35~39 (5) 40~44 (6) 45~49

EDN ; 婦人의 教育程度

- (1) 國校中退以下(下)
(2) 國校卒(中) (3) 中卒以上(上)

DOM ; 結婚期間

- (1) 4年 以下 (2) 5~9 (3) 10~14
(4) 15~19 (5) 20~24 (6) 25~29
(7) 30⁺

CHM ; 子女死亡率(=1-生存子女數/出產子女數)

USE ; 避妊方法 使用經驗

- (0) 전혀 없다. (2) 土俗的 方法
(5) 非效率的 方法 (1) 效率的 方法

DFC ; 現在希望子女數(下限)

DFM ; 結婚當時 希望子女數(下限)

EAC ; 子女에 期待하는 最高學歷

- (1) 아들·딸 모두 高校以下
(2) 아들은 大學, 딸은 高校
(3) 그 以上

DWM ; 總就業期間

- (0) 없음 (1) 4年以下 (2) 5~9
(3) 10~14 (4) 15~19 (5) 20~24
(6) 25~29 (7) 30~34 (8) 35~39
(9) 40⁺

LFP ; 現在 就業狀態

- (0) 없음 (1) 就業中

FFY ; 家口總收入

- (1) 下(3萬원미만) (2) 中(3~6萬원)
(3) 上(6萬원 이상)

WWY ; 婦人의 收入

- (0) 없음 (1) 下(萬원미만) (2) 中
(1~2萬원) (3) 上(2萬원 이상)

ORD ; 男便의 兄弟順位

- (0) 其他 (1) 長男 또는 獨子

CEB ; 出產子女數

PPL ; 媳父母와의 同居與否

- (0) 산 적 없다.
(1) 現在는 아니나 過去에 있다.
(2) 現在同居中

EXF ; 超過子女數(=CEB-DFC)

FCD ; 可妊與否

- (0) 婚姻狀態 不完全과 生理的(先天的, 나이 등) 理由로 妊娠이 不可한 경우.
(1) 其他 妊娠이 가능한 경우.

II. 家族規模의 決定要因과 家族計劃의 實踐

1. 家族規模觀의 一貫성과 實際 家族規模와의 關係

부모가 원하는 子女의 수는 時間의 흐름에 따라 社會·經濟的 與件과 취향이 變함에 따라 달라질 수도 있으며 調査當時에 그에 대한 應答은 實際子女의 數에 영향을 받기도 한다. 여기서는 우선 希望子女數가 時點의 다름에 따라 얼마나 달라지며 希望子女數에 대한 應答이 實際子女數로부터 어느 정도 영향을 받는가를 分析코자 한다.

資料가 許容하는 限度內에서 過去時點은 子女를 미처 갖지 못한 結婚當時이며, 最近時點은 標本 대부분의 경우 결혼 후 상당기간이 흐른 후인 應答時點이 된다. 調査標本에서 兩

時點에서의 希望子女數가 정확히 一致하는 率은 34.7%이며 그 차이가 ± 1 範圍內에서 一致하는 率은 45.0%에 불과함을 보였다(表 1). 그러나 이는 全體標本의 51.1%가 結婚當時의 希望子女數에 대한 應答을 불확실하게 하였기 때문으로서 만일 이들을 제외하고 두 時點에 걸쳐 확실한 應答을 보이는 標本에 限定한다면 一致率은 各各 71.1%와 92.6%를 나타내고 있어 一貫性 여부가 거의 問題되지 않음을 보였다. 이러한 점은 다음의 回歸分析에 보다 잘 나타나고 있다.

$$DFC = .916 + .624 DFM + .174 REG$$

(40.56)³⁾ (5.70)

$$+ .039 AGE$$

(3.60)

$$R^2 = .46 \quad n = 2,633$$

各變數는 모두 1% 이상 수준에서 有意的인 을 보이고 있으며 住居地(REG)와 年齡(AGE)

으로 統制된 후 結婚當時의 希望子女數(DFM)의 回歸係數는 1에서 다소 거리는 있으나 극히 有意的으로, 希望子女數는 結婚當時에 비해 줄어드는 傾向을 보인다. 위 回歸分析의 意圖는 이들 兩者間의 一貫性의 檢定에 있으므로 그 크기의 정도에 대한 論議는 省略하기로 한다.

그러나 이상과 같은 一貫性에 대한 解析은 「出力產調査」가 각기 다른 時點에서 分離되어 수행된 두 調査가 아니고 同一時點에서 기억을 되살리는 調査였으므로, 結婚當時의 希望子女數에 대한 應答은 現在의 思考와 價値에 많은 영향을 받았을 可能性의 문제가 남아 있다. 한편 實際的인 觀點에서 보던 이러한 一貫性 여부보다는 앞으로의 分析基礎가 될 應答時의 希望子女數가 實際子女數에 영향을 받는가 하는 것이 더욱 중요한 문제라 하겠다.

實際子女數가 希望子女數의 應答에 대하여 미치는 영향에 대하여서는 有意的이라는 說

〈表 1〉 希望子女數의 分布(全標本)

(단위 : %)

結婚當時 應答時點	結婚當時										70~99	合 計
	0	1	2	3	4	5	6	7	8			
0		.1									.3	.4
1		.6	.4	.1							.6	1.7
2	.1	.4	10.9	3.0	.5	.4					8.9	24.2
3	.1	.2	2.8	15.3	1.4	.9	.1				20.1	40.9
4			.4	1.5	5.0	.5					11.4	18.8
5			.3	.5	.2	2.6					7.2	10.8
6						.1	.2				1.0	1.3
7											.3	.4
8									.1		.1	.2
9											.1	.1
10											.1	.2
70~79											1.0	1.0
合 計	.2	1.3	14.8	20.4	7.2	4.5	.3	.1	.1	.1	51.1	100.0(5,397) ¹⁾

註: 1) 괄호 안의 숫자는 全體標本數임.

3) 괄호 안의 숫자는 t 統計值를 의미함.

(Hauser, 1967; Ryder, 1973)과 非有意的이라는 說(Ware, 1974)로 구구하게 나뉘져 있다. 따라서 希望子女數의 決定要因, 나아가서는 希望子女數와 實際子女數의 차이로 나타나는 超過子女數(excess fertility)의 決定要因을 分析하기 위하여서는 우선 希望과 實際間의 統計的 獨立性を 檢定해 볼 필요가 있다. 그러나, 希望子女數와 實際子女數間의 獨立性에 關하여 嚴密한 意味에서의 統計的 檢定은 불가능하다⁴⁾. 따라서 本文에서는 希望子女數와 實際子女數의 一致率, 혹은 希望成就率⁵⁾이 希望의 時點과 人口特性別로 나누어 볼 때 과연

期待하는 패턴을 보이는가를 살펴보았으며(表 2), 그 결과 다음과 같은 理由로써, 「應答時點에서의 希望과 實際子女數에 대한 應答은 相互 獨立인 것이다.」라는 結論을 내렸다.

첫째, 만일 實際子女數가 希望子女數에 대한 應答에 상당한 영향을 미친다면 結婚當時의 希望에 대해서보다는 應答時點의 希望子女數에 더욱 영향을 미쳐 應答時點의 希望에 대한 成就率⁶⁾이 높아야 하나 이는 標本에서 正反對로 나타남을 보였다. 둘째, 住居地域別로 볼 때 都市가 社會·經濟·保健 등의 諸般條件에 있어서 農村보다 나으므로 成就率도 높을 것으로 期待되는바 標本에서는 都市 29.5, 農村 20.1의 成就率로서 이에 符合하였다. 셋째, 年齡別로 볼 때 年少層은 希望子女數도 적은 대신 年齡上 出産이 完了되지도 않았으므로 나이에 따라 成就率⁷⁾이 上昇할 것이며 結婚期間이 충분히 지난 후의 老年層은 希望子女數도 많으나 家族計劃에 대한 知識과 實踐의 부족으로 인하여 나이에 따라 成就率⁸⁾이 오히려 下落될 것으로 豫想된다. 標本에서는 이와 符合하여 30~34歲를 頂點으로 하여 30歲 미만까지는 上昇, 35歲 이상부터는 下落하는 樣相을 보였다. 넷째, 教育水準別로 볼 때 역시 教育水準이 높을수록 希望子女數는 낮으나 家族計劃에 대한 知識이 보다 豊富함으로써 成就率도 높아질 것으로 期待되는바 分析結果에서 確認되었다.

지금까지의 分析結果는 應答時點에서의 家族規模觀이 實際家族規模에 크게 영향을 받지 않으며, 結婚當時와 現在의 家族規模觀이 확실한 標本을 두고 볼 때 家族規模觀의 一貫性도 크게 문제가 되지 않음을 알 수 있다. 따라서, 앞으로의 分析은 希望子女數의 一貫性

〈表 2〉 希望子女數와 實際子女數의 一致率

		一致率 ¹⁾	準一致率 ²⁾	標本數
希望子女數의 希望時點	結婚當時	26.2	67.2	2,463
	應答時點	24.6	34.0	5,088
地域別 (應答時點)	都市	29.5	66.3	2,565
	農村	20.1	51.2	2,523
年齡別 (應答時點)	25~	12.9	47.8	456
	25~29	31.8	52.0	1,098
	30~34	33.4	50.9	1,047
	35~39	28.5	53.3	1,010
	40~44	16.8	44.8	838
	45~49	13.0	40.5	648
教育水準別 (應答時點)	無學	17.9	41.9	1,090
	國校中退	21.8	50.5	571
	國校卒	27.0	62.8	1,990
	中校學	27.1	69.4	728
	高等校	28.9	70.2	547
	大學以上	38.0	72.7	153

註: 1) 希望子女數가 實際子女數와 같은 標本の 對象全體標本에 대한 比率.

2) 希望子女數와 實際子女數의 差異가 ±1 이내인 標本이 對象全體標本에 대하여 갖는 比率.

4) 왜냐하면, 現實의으로 相當數의 부인이 希望하던 대로 家族規模를 維持하고 있기 때문이다. 따라서, 兩者의 獨立性を 단순히 相關關係가 높다고 하여 이를 排擊할 수도 없으며 다른 한편으로는 相關關係의 전부를 「希望을 成就한 比率」로 볼 수도 없는 것이다.

與否에 拘碍됨이 없이 應答時點에서의 家族觀이 確實한 標本을 對象으로 하기로 한다.

2. 家族規模의 決定要因

希望子女數는 年齡(AGE), 教育水準(EDN)과 같은 個人的 背景에 의하여서뿐 아니라 個人이 속하는 家族, 나아가서는 住居地의 環境에 의하여서도 支配를 받는다. 家族環境은 媳父母와의 同居與否(PPL), 男便의 兄弟間 序列(ORD), 經濟的 與件(FFY) 등으로 나타낼 수 있으며 住居地 環境은 住居地가 都市나 農村이나(REG)에 의하여 나타낼 수 있겠다.

希望子女數는 이러한 背景變數(background variable) 이외에도 子女의 教育水準 즉, 質의 水準은 어느 정도 원하는가, 家事外的 經濟活動은 어느 정도로 할 것인가? 하는 行態變數에 의하여서도 影響을 받는다. 이러한 行態變

數는 子女에 대한 希望教育水準(EAC)과 經濟活動에서 얻을 수 있는 機會所得(FFY)에 의하여 나타낼 수 있겠다⁵⁾. 따라서 決定要因은 크게 ① 行態的 要因 ② 個人變數 ③ 家族變數 및 ④ 地域變數의 네 가지로 나누어 볼 수 있으며 各各의 決定要因이 希望子女數에 미치는 影響에 대하여 期待되는 方向(괄호 내의 符號)은 다음과 같다.

$$DFC = f(\underbrace{EAC, WWY}_{①}, \underbrace{AGE, EDN}_{②}, \underbrace{PPL, ORD, FFY}_{③}, \underbrace{REG}_{④})$$

父母가 원하는 子女의 質의 水準(教育)은 子女教育에 따른 直接費用이 되며 婦人이 子女養育에 따른 家事活動 대신 經濟活動을 함으로써 얻게 되는 所得은 子女養育에 대한 機會費用(Mincer, 1963)이 됨으로써 負의 효과를 가질 것으로 看做된다. 應答者의 年齡은 年少層일수록 小規模家族觀을 가지는 것으로 期待되며 教育水準은 負의 關係를 가질 것으로 期待된다.

마지막으로 家口所得⁶⁾을 포함한 家族과 住居地의 環境에 대한 變數, 즉, 媳父母와의 同居與否, 男便이 長男 또는 외아들인가의 與否, 住居地가 都市인가 農村인가는 모두 大規模家族觀을 갖게 하는 要因으로서 看做된다.

즉, 媳父母와 同居하므로 希望子女數 決定에 있어서 媳父母의 傳統的 大家族觀의 影響을 은연중 받게 될 것이며, 男便이 長男 혹은 외아들인가의 與否는 家門의 代를 이을 男兒에 대한 選好思想이 支配的인 韓國의 與件下에서는 아직도 家族規模觀을 形成하는 데 있어서 主要變數로 看做되며 이러한 傳統的인 思考方

5) 원래 이러한 行態變數는 嚴密한 意味에서 希望子女數와 相互關聯되어 결정되어지므로 希望子女數의 決定要因에 대한 分析은 聯立方程式 體系에 의하여야 할 것이나 여기서는 單一方程式를 적용하기로 한다.

6) 所得이 出產力에 대하여 미치는 效果에 대하여서는 1960年(Becker, 1960) 이래 争论 論難이 되어 왔다. 즉, Becker를 위시한 「시카고」學派에서는 子女의 養育費用이 일정하다고 했을 때 所得의 增大는 子女의 서비스가 劣等財가 아닌 한 出產力의 增大를 招來한다는 것이며, Duesenberry(1960), Leibenstein(1974) 등의 「하버드」學派에서는 子女의 養育費用은 所得이 增大됨에 따라 함께 增大되는 것이며 費用과 所得을 따로 떼어낼 수 없는 것이므로 出產力은 所得이 增加됨에 따라 減少한다는 것이다. 그러나, 이러한 차이는 단순히 理論上의 차이가 아니라 微視對 巨視, 純粹經濟學派立場對 社會·經濟學的 立場 등 人口變遷(demographic transition)을 說明하는 데 있어서의 觀點의 차이——즉 人口變遷을 순수한 經濟的 立場에서 說明해 보려는 立場과 이를 社會·經濟學的 立場에서 보아야 한다는——에서 基因하는 것이므로 어느 한 理論이 옳고 다른 理論은 그르다고 斷定지을 수가 없다. 위의 方程式에서는 測定에 있어 問題點이 있기는 하나 子女養育에 따른 直接·間接의 費用을 考慮함으로써 가급적 所得의 純粹效果만 測定하려고 하였으므로 希望子女數에 대한 所得의 效果는 正의 方向으로 期待된다.

式은 都市에서 보다 農村에서 더 支配的인 것이다.

希望子女數에 대한 方程式의 推定結果는 <表 3>의 上端에 提示된 바와 같다. 說明係數는 0.168로서 비교적 낮으나 回歸係數는 모두가 期待된 대로 符號를 보여주고 있으며, 家口所得(FFY)과 男便의 兄弟間序列(ORD)를 제외하고는 모두가 1%에서 有意的임을 보인다⁷⁾. 한편, 偏彈力值⁸⁾는 表에 提示된 바와 같이 年齡에 대하여 正의 方向으로 가장 큰 0.164를, 그리고 婦人의 教育水準에 대하여 負의 方向으로 가장 큰 -0.131이며 그 다음으로 子女에 대한 希望教育水準(EAC), 地域變數(REG), 家族關係變數의 順으로서 家族規模觀은 대체로 周邊關係에 의하여서보다는 個人의 特性과 行態에 따라 敏感하게 달라짐을 보인다.

3. 實際 및 超過出產의 決定要因

家族規模觀이 실제의 家族形成에 있어서 하나의 基準이 된다면 實際家族規模는 상당한 정도로 家族規模觀을 반영하여야 하며, 따라서, 비슷한 決定要因에 의하여 支配를 받아야 할 것이다. 다만, 실제의 家族規模를 결정하는 要因에는 家族規模觀에 더하여 첫째, 對象婦人이 바라던 家族規模를 實踐할 만한 身體條件을 具備하였으며(可妊與否), 이를 實踐할 수 있을 만큼 結婚生活을 營爲하였는가? 둘째, 만일 충분히 結婚期間이 경과하였다면 바라던 家族規模를 維持할 수 있을 만큼 家族計劃에 대한 知識이 있었는가?를 적절히 반영할 어떤 變數들을 考慮해 넣어야 할 것이다.

그러나, 이러한 附加的인 事項은 여기서는

<表 3> 家族規模의 決定要因

被說明變數	說明變數 구분	EAC	WWY	AGE	EDN	PPL	ORD	FFY	REG	R ²	n
		DFC	b	-.096**	-.063**	.152**	-.213**	.072**	.033	.031	.328**
	t	4.3	4.1	13.6	8.3	3.2	1.0	1.3	9.5		
	ε	-.070	-.011	.164	-.131	.019	.005	.018	.051		
CEB	b	-.251**	-.181**	.821**	-4.34**	.183**	-.030	.104**	.437	.542	4,252
	t	8.0	8.3	52.4	12.1	5.8	.7	3.1	8.9		
	ε	-.154	-.026	.754	-.227	.042	-.004	.051	.057		
EXF	b ¹⁾	-.155	-.118	.678	-.221	.111	-.063	.073	.109		
	ε	-.623	-.110	4.031	-.756	.165	-.056	.235	.093		

註: 1) CEB의 回歸係數에서 DFC의 回歸係數를 뺀으로써 구하였음.

2) * 5% 有意水準.

3) ** 1% 有意水準.

4) b 回歸係數

5) t 't' 統計值

6) ε 偏彈力值

7) 男便의 長男與否(ORD)는 總父母님과 同居與否와 비교적 높은 相關係數(單純相關係數=0.326)를 가지며 어느 한 變數를 제거할 때 다른 한 變數의 有意性이 크게 增加하는 등 多重共線關係(multicollinearity)에 있었다.

8) 偏彈力值의 크기는 決定要因과 希望子女數가 平均値를 취할 때 決定要因이 1% 변하면 希望子女數는 몇 % 변하는가? 즉, 가장 平均的인 女性의 家族規模觀이 決定要因의 變化에 어떻게 感應하는가를 測定한다.

考慮하지 않았다. 왜냐하면 첫째, 이미 方程式에 포함되어 있는 年齡 및 社會·經濟의 諸變數가 結婚期間 및 家族計劃 實踐에 있어서의 個人差를 상당히 설명할 수 있으며 그 나머지는 確率分布를 보일 것으로 看做할 수 있기 때문이다. 둘째, 여기서 意圖하는 바는 實際子女數의 決定要因 그 自體뿐만 아니라 希望子女數와 實際子女數와의 차이로써 나타나는 超過出產子女數의 決定要因을 間接적으로 類推해 보고자 하기 때문이다.

出產兒數에 대한 方程式의 推定結果는 <表 3>의 중간에 提示된 바와 같이 說明係數의 크기가 현저히 높아짐을 보인다. 回歸係數는 男便의 兄弟間 順位(ORD)를 제외하고는 모두 期待된 方向으로 1% 수준에서 有意的이며 係數의 크기가 希望子女數의 경우와 비교할 때 일반적으로 큰데 이는 주로 從屬變數의 變化幅이 다르기 때문이며 특히 年齡, 教育水準 등 家族計劃의 實踐과 密接한 關聯을 갖는 變數가 推定된 回歸係數에 있어서 相對적으로 더 큰 增大를 보인다는 점은 注目할 만하다. 要因別 偏彈力值 역시 回歸係數가 커진 만큼 比例적으로 커졌으며 크기의 순서 역시 希望子女數와 마찬가지로 個人的 特性과 行態變數, 地域變數의 順으로 나타나고 있다.

<表 3>의 下端은 위 두 方程式의 推定結果에 따라 要因別로 超過出產兒數에 대한 影響力을 類推해 본 것이다. 우선 要因別 係數를 볼 때 超過出產은 年齡이 높을수록, 媳父母와 同居하는 家口일수록, 그리고 農村에 居住할수록 增加하며 婦人의 教育水準(EDN)이 높을수록, 子女에 대한 教育熱(EAC)과 子女養育에 따른 機會費用(WWY)이 높을수록 減少함을 보인다. 한편, 偏彈力值를 보면 年齡과

教育水準, 그 다음 子女教育에 대한 期待水準(EAC), 媳父母의 同居(PPL), 住居地域(REG)의 順을 보이고 있다. 특히 年齡의 차이에 따른 超過出產의 變動幅이 壓倒的인데 이는 希望子女數의 貫徹에 있어서 結婚期間이 충분히 길어야 한다는 事實에 더하여 家族計劃 知識의 世帶間 차이를 아울러 반영하고 있는 것으로 看做된다.

이상의 分析結果를 要約하면 家族規模는 주로 個人的 特性(年齡, 教育水準)과 子女教育熱에 따라 左右된다고 할 수 있다.

4. 超過出產과 家族計劃의 實踐

지금까지 家族規模觀에 대한 資料의 信憑性을 檢討하고 家族規模觀과 實際出產行態의 決定要因을 分析하였으며 이를 바탕으로 하여 超過出產의 決定要因을 類推 分析하였다. 여기에서는 앞으로의 分析의 核心이 될 超過出產이 과연 실제의 家族計劃 實踐 努力에 비추어 볼 때 意味가 있는 것인가를 最終적으로 檢討하였다.

超過出產의 類型別 人口特徵은 <表 4>에 나타난 바와 같이 結婚期間, 教育水準, 男兒選好度の 모든 면에서 過少出產그룹이 適正出產이나 過多出產그룹에 비하여 젊고 보다 近代的인 世帶임을 보이고 있다. 한편 家族計劃은 대체로 볼 때 知識에 있어서는 별차이가 없으나 使用經驗과 效果的方法 使用率, 人工流產 經驗率에 있어서는 過少에서 適多로 옮겨짐에 따라 현저히 달라지며 이는 居住地에 관계없이 共通的임을 보인다. 따라서 超過出產, 나아가서는 家族規模觀이 實質的 意味를 갖는다고 볼 수 있겠으나 이러한 結論은 年齡, 教育

水準 등을 적절히 통제한 후의 분석을 통하여서만 가능하므로 다음과 같이 회귀분석을 시도하였다.

회귀분석의 대상標本은 現在 婚姻狀態에 있으며 妊娠이 가능한 3,751 標本에 限定하였다. 從屬變數는 方法의 效率性을 考慮에 넣어서 過去 使用經驗을 變數로 취하되 變數의 값

을, 科學的方法은 1, 非科學的方法은 0.5, 土俗的方法은 0.2로 하였다⁹⁾. 方程式의 設定은 <表 3>의 模型을 基礎로 하되 從屬變數의 다름에 비추어 出產子女의 死亡率과 超過出產의 數를 고려해 넣었는데 前者는 家族計劃에 대한 積極性을 잃게 함으로써 負의 方向으로, 後者는 正의 方向으로 家族計劃을 誘因할 것

<表 4> 超過出產 類型別 標本의 特性과 家族計劃의 實踐

	結婚期間	教育水準	男 兒 ¹⁾ 選好度	效果의 方法 知悉率 (%)	現在使用 않으나 과거經驗 있음(%)	現在使用 (%)	不必要 (%)	效果의 方法 使用率 (%)	人工流產(%)		標本數
									經驗率	2回以上 /1回	
全 國	3.22	1.95	6.36	97	25.0	34.3	5.9	52	32	89	5,052
過少	1.86	2.24	6.29	97	20.6	20.8	1.8	35	24	57	1,559
適正	2.82	2.09	6.27	98	22.8	44.0	4.1	57	35	90	1,241
過多	4.39	1.68	6.45	97	29.2	38.2	9.7	60	36	108	2,252
市 部											2,549
過少	1.80	2.46	6.16	98	22.2	22.0	2.1	38	30	58	864
適正	2.67	2.32	6.15	99	23.1	48.3	5.4	59	42	105	756
過多	4.15	1.99	6.26	99	27.7	42.6	10.2	62	48	159	929
郡 部											2,503
過少	1.94	1.97	6.44	95	18.6	18.0	1.4	32	16	56	695
適正	3.06	1.72	6.47	97	22.4	37.3	2.1	55	23	58	485
過多	4.56	1.46	6.58	96	30.3	35.2	9.4	59	27	67	1,323

註: 1) Coomb의 Sex Preference Index.

<表 5> 家族計劃實踐에 대한 方程式의 推定結果(可妊女性)

	EXF	EAC	WWY	CHM	DOM	EDN	PPL	FFY	REG
OLS 推定係數 (t)	**1) .051 (9.34)	.001 (.09)	** .025 (3.16)	** -.294 (7.33)	** .021 (3.40)	** .051 (4.00)	-.011 (1.08)	** .054 (4.52)	-.0003 (.00)
	R ² =.080, n=3,751								
Logit 推定係數 ²⁾ (t)	** .697 (12.25)	—	** .098 (2.46)	** -.606 (6.16)	** .150 (2.39)	** .300 (5.03)	—	** .245 (4.22)	—
	Likelihood ratio=300.5, n=3,466								

註: 1) ** 1% 有意水準

2) Logit 分析에서 再定義된 變數는 다음과 같다.

EXF: (1) 過少出產(-) (2) 適正出產(0) (3) 過多出產(+)

CHM: (0) CHM=0 (1) CHM>0

DOM: (1) 結婚期間 10年 이내 (2) 10年~20年 (3) 30年(+)

USE (從屬變數): (0) 使用經驗 없음 (1) 있음(科學的, 非科學的, 土俗的 方法)

9) 科學的 方法은 臺灣의 경우에 비추어 IUD 0.9, Pill 0.7, Condom 0.6(OECD Development Center 1972, Measuring the Effect of FPP on Fertility, p.464) 등으로 細分해 볼 수 있겠으나 이는 資料 事情上 考慮해 넣을 수 없었다.

으로 看做된다¹⁰⁾. 한편, 男便의 兄弟間序列은 제거하였으며 「年齡」變數는 보다 適合한 「結婚期間」으로 代替하였다.

回歸分析은 單純最小自乘法¹¹⁾과 從屬變數가 갖는 特殊性을 考慮하여 Logit 分析方法의 두 가지 方法에 의하였으며 結果는 <表 5>와 같다. 單純最小自乘法을 適用한 경우 說明力의 크기는 앞서의 여러 結果에 비하여 극히 낮은 8% 수준에 머물고 있다. 그러나 推定回歸係數는 두 變數를 제외하고는 극히 有意의이며 期待된 대로의 方向을 보이고 있다. 특히 超過出產(EXF)은 다른 어떤 變數보다 有意의이며 그 다음 子女死亡率(CHM), 家口所得水準(FFY), 婦人의 教育 및 所得水準(EDN, WWY)의 順을 보이고 있다.

Logit 分析에서는 컴퓨터時間을 節約하기 위하여 위의 結果에서 有意의인 說明變數만을

사용하여 보았으며 사용된 變數도 註記한 바와 같이 再定義하였다. 그러나, 그 結果는 <表 5>의 下端에 收錄된 바와 같이 앞서의 結果와 別차이를 보이지 않으며, 따라서 超過出產이란 概念이 實際의 意味를 갖으며 家族計劃의 實踐樣相은 所得·教育水準 등의 間接的 要因보다는 超過出產, 子女死亡 등 家族規模觀의 成就에 關聯된 直接的 要因에 우선적으로 支配를 받는다고 結論지을 수 있겠다.

IV. 超過出產과 經濟活動

既婚女性의 經濟活動은 家族規模, 즉, 대체로 볼 때 出產子女의 數에 따라 달라진다. 여기서는 家族規模觀과 다른 모든 條件이 일정할 때 既婚女性의 家族規模觀에 대한 成就率——즉, 超過出產의 水準——이 달라짐에 따라 그들의 經濟活動이 어떻게 달라지는가?를 分析하였다. 經濟活動은 就業活動과 子女教育에 대한 投資(期待)水準의 兩面에서 捕捉하였고 分析方法은 一次的으로 圖表를 통하여 概略的 關係를 檢討한 후, 보다 엄밀한 關係分析을 위하여 人口·社會·經濟的 與件의 個人 差를 考慮한 回歸分析을 試圖하였다.

1. 超過出產類型에 따른 그룹別 特性和 經濟活動의 樣相

超過出產이 既婚女性의 經濟活動에 미치는 影響은, 希望子女數는 동일하나 子女數가 다른 그룹을 比較함으로써 分析할 수 있다¹²⁾. 이에 따라 分析對象은 應答時點에서의 希望子

10) 家族計劃 實踐에 상당한 影響을 미치는 것으로 評價되고 있는 「男兒選好」는 考慮해 넣지 않았다. 그 理由는 男兒選好가 家族計劃에 미치는 影響을 統制하기 위하여서는 「Coomb」의 性選好指數(sex preference index)나 生存男兒의 數를 考慮해 볼 수 있겠으나 標本全體를 통하여 「Coomb」의 性選好指數가 극히 小한 差를 보일 따름이며 生在男兒의 數 또는 生在子女의 性比는 標本의 數가 충분히 크므로 해서 正規 分布를 보일 것이기 때문이다.

11) 超過出產과 避妊은 相互 同時的인 關係에 있다. 즉, 다른 條件이 일정한 狀態에서 超過出產이 많다면 避妊의 使用을 誘發할 것이며 한편 避妊의 使用이 增大된다면 같은 條件下에서 超過出產을 減少시킬 것이다. 따라서, 嚴密한 意味에서 超過出產이 家族計劃 使用에 대하여 가지는 效果를 보기 위하여서는 相互 同時的인 體系下에서 推定하여야 할 것이다. 그러나, 이러한 嚴密性은 지켜지지 않았는데, 왜냐하면 여기서는 家族計劃의 實踐樣相이 「超過出產」이란 概念에 矛盾됨이 없음을 살펴보는 데 主眼點이 있으며 聯立方程式 體系를 單一方程式으로 推定함에 따르는 誤差(simultaneity bias)의 크기가 지나쳐서 推定係數의 符號를 바꿀 정도로 深刻한 것으로는 看做되지 않기 때문이다.

12) 實際子女數는 같으나 希望子女數가 다른 그룹의 經濟活動을 比較하는 것도 한 方法이 된다. 그러나, 이 方法은 希望子女數가 實際子女數보다 小幅의 分散을 보이고 있으므로 本文의 方法보다 바람직하지 못하다.

女數가 最頻值 세 子女인 標本에 限定하였고 우선 全體의인 傾向을 보기 위하여 이들 標本 全體를 대상으로 하였으며, 다음으로 年齡이 出產完了期에 놓여 있는 標本만을 對象으로 하였다. 標本그룹은 實際子女數의 希望子女數에 대한 超過與否에 따라 過少, 適正, 適多出產의 세 그룹으로 크게 分類하였다.

가. 全年齡 標本

<表 6>에 제시된 바와 같이 全年齡標本の 그룹別 分布는 過少出產그룹 662, 適正出產그룹 493, 過多出產그룹 966, 合計 2,121로서 過多出產그룹의 比重은 45.5%로 나타나고 있다. 따라서, 希望子女數가 3명이면서 過多出產을 한 婦人의 調査標本全體에 대한 比重은 18.6%에 이르고 있으며 現在 過少 및 適正그룹에 속하는 대부분의 標本이 아직도 可妊期內에 놓여 있고 出產을 完了하지 않은 標本の 比重도 상당히 크므로 對象標本이 전부 可妊期를 벗어날 무렵이면 過多出產그룹의 比重은

더욱 커질 것이 분명하다.

그룹別 特性은 다음과 같이 比較된다.

(1) 超過出產의 平均水準은 그룹別로 過多 2.3, 過少 -1.6으로서 平均出產兒數가 全體 3.6, 過多 5.3, 過少그룹 1.4임을 보인다.

(2) 그룹間 年齡差異는 過少~適正그룹 약 4.5歲, 適正~過多그룹 약 6歲로서 前者에 비하여 後者が 약 1.5歲 많음을 보인다. 이는 子女의 出產을 위하여서 平均的으로 全體可妊期의 半에 未達하는 期間이 필요함을 보이고 있다. (3) 그룹間 차이는 教育水準(EDN), 就業期間(DWM), 婦人所得(WWY), 家口所得(FFY)에서도 뚜렷하게 나타나고 있다. 일반적으로 過少~適正그룹간 차이가 근소한 데 반하여 適正~過多그룹間은 차이가 상당히 큰데 이는 適正出產그룹이 社會·經濟的 特性面에서 比較的 選拔된 그룹임을 示唆하며 특히 家口所得(FFY)과 農村人口比(REG)에서 현저하게 나타나고 있다.

就業經驗의 類型은 過多出產그룹으로 옮겨

<表 6> 出產類型別 標本の 特性과 經濟活動樣相

	全年齡 標本			35~45歲 年齡標本		
	過少	適正	過多	過少	適正	過多
標本數	662	493	966	78	156	521
超過子女數	-1.6	0	2.3	-1.5	0	2.4
年齡	2.3	3.2	4.3	4.5	4.3	4.5
結婚期間	1.6	2.7	4.3	3.7	3.7	4.4
教育水準	2.3	2.1	1.7	2.0	2.1	1.7
婦人所得	.50	.54	.60	.87	.83	.63
家口所得	1.90	1.92	1.75	1.71	1.99	1.75
農村居住率	.41	.35	.56	.33	.26	.59
就業期間	1.9	2.1	3.1	2.5	2.4	3.2
婚後就業經驗率	44.7	51.8	70.2	60.3	59.7	72.3
現在就業率	33.7	40.8	57.7	43.6	50.0	61.2
大卒子女希望率						
子	88.9	82.9	71.6	89.6	85.9	72.4
女	64.3	62.9	44.2	67.9	66.2	44.2

올수록 婚後就業經驗率이 커지며 婚後就業經驗에 있어서도 現在 就業中인 標本의 比重이 커짐을 보인다. 이는 平均年齡의 차이에 따른 就業露出期間(exposure period)의 차이로 들릴 수도 있겠으나 35~45歲 年齡標本에서 就業經驗이 전혀 없는 標本의 比重이 過少그룹보다 適正그룹이 큼을 볼 때 반드시 그런 것도 아니다.

한편 子女教育에 대한 期待水準¹³⁾의 그룹別 차이는 標本의 대다수를 차지하고 있는 大卒以上 子女를 원하는 標本의 比率을 볼 때 男·女兒를 불구하고 모두가 過少·適正·過多 그룹의 順을 보이고 있다.

나. 35~45歲 標本

〈表 6〉의 右側에 제시된 바와 같이 35~45歲 標本의 그룹別 構成比는 全年齡을 對象으로 할 때보다 현저한 차이를 보여 過少그룹은 10.3%에 불과한 반면, 過多그룹은 69%를 차지하고 있다. 20.7%를 차지하는 適正그룹의 標本 중에서도 避妊의 失敗 등으로 앞으로 出産이 繼續될 可能性이 있으므로 이들이 可妊期를 완전히 벗어날 무렵에는 過多出産그룹의 比重이 70%를 넘을 것으로 보인다. 35~45歲의 全體調査標本中 現在의 標本 755는 약 40%에 해당하므로 調査標本中 최소한 약 30%가 過多出産임을 示唆한다. 따라서 아직도 家族計劃 實踐의 增大를 통한 出産力 抑制의 餘地는 충분히 있는 것으로 보인다. 다음으로, 年齡을 統制함에 따라 그룹間 平均年齡의 차이는 거의 없다. 教育水準, 婚後就業經驗率에

13) 期待水準이 어느 정도 實踐을 隨伴하는가에 대하여서는 論難의 여지가 있으나 여기서는 肯定的으로 받아들여기로 한다.

14) 實際推定은 觀心の 초점이 相互關聯性의 分析에 있는 것이 아니므로 單純最小自乘法에 의하였다.

있어서의 그룹間 차이는 상당히 減少되었으나 所得水準과 農村居住比率에 있어서는 오히려 增加하였다. 過少出産그룹의 就業經驗率은 全體年齡을 對象으로 할 때보다 최고 15.6% 「포인트」 增加하여 比較的 變化가 적은 過多出産그룹의 수준에 크게 接近하였다. 그러나 過多出産그룹으로 옮겨갈수록 婚後就業經驗에 있어서 現在就業中인 標本의 比重이 커지는 점은 변함이 없다. 子女教育, 특히 女兒教育을 大學 이상 수준으로 期待하는 標本比率의 그룹間 차이는 다소 擴大됨을 보인다.

2. 回歸分析

위에서의 概略的인 分析結果는 既婚女性の 就業活動과 子女教育에 대한 期待水準이 超過出産의 類型에 따라 다름을 보인다. 그러나 社會·經濟的 特性이 標本그룹別로 각기 다름을 보임으로써 超過出産의 純粹結果를 보기 위하여서는 이러한 社會·經濟的 特性에서의 그룹別 차이를 統制할 필요가 있음을 示唆하고 있다. 그러므로 回歸分析模型은 加급적 많은 統制要因을 考慮하고 있는 〈表 3〉의 推定式을 다소 修正함으로써 다음과 같이 설정하였다. 첫째, 子女教育和 就業活動은 根本적으로 같은 統制要因의 支配를 받는 것으로 假定하였다. 그러나 이들 두 變數는 相互關聯된 것으로 보고 各各을 서로의 說明變數로 導入하였다¹⁴⁾. 둘째, 〈表 3〉推定式의 統制要因中 男便의 兄弟間 序列은 無意味한 것으로 보고 除去하였으며 대신 超過出産, 避妊使用을 追加的인 變數로 導入하였다. 물론 超過出産에 대한 推定係數의 有意성과 크기가 觀心の 焦點이 되겠으며 避妊實踐은 家族規模觀의 確固

〈表 7〉 35~45歲 標本에 대한 模型의 推定結果

說明 從屬 變數	LFP	EAC	WWY	EXF	USE	AGE	EDN	FFY	PPL	REG	D ₁	D ₂	C	R ²	n
OLS 推定係數															
EAC	-.099 (1.45)	—	-.034 (1.15)	—	-.043 (.62)	.023 (.39)	.252 (5.65)**	.225 (4.98)**	.031 (.76)	-.280 (4.25)**	.156 (1.41)	-.114 (1.55)	1.615	.247	613
LFP	-.093 (1.37)	—	-.037 (1.25)	-.049 (2.63)**	-.052 (.77)	.039 (.66)	.247 (5.51)**	.216 (4.80)**	.031 (.77)	-.268 (4.04)**	—	—	1.577	.246	613
LFP	—	-.035 (1.45)	.191 (12.07)**	—	-.085 (2.09)*	-.045 (1.28)	-.123 (4.57)**	-.015 (.54)	.036 (1.50)	.284 (7.42)**	-.114 (1.72)*	-.031 (.70)	.863	.308	''
LFP	—	-.033 (1.37)	.193 (12.15)**	.020 (1.78)	-.089 (2.20)*	-.060 (1.70)	-.115 (4.23)**	-.010 (.35)	.032 (1.31)	.269 (6.96)**	—	—	.852	.308	''
Logit 推定係數															
LFP ³⁾	—	—	1.038 (8.78)**	.100 (1.44)	-.451 (1.79)*	-.413 (1.89)**	-.843 (5.19)**	—	—	1.663 (7.02)**	—	—	.555	—	546

likelyhood ratio=190.8

註: * 5% 有意水準, 't'=1.65

** 1% 有意水準, 't'=2.33

1) D₁: 過少그룹=1, 그 외는 0

2) D₂: 過多그룹=1, 그 외는 0

3) Logit 分析에서 再定義된 變數는 다음과 같다.

USE: (0) 使用經驗 없음 (1) 있음(方法에 關係없이)

AGE: (0) 35~40歲 (1) 40~45歲

〈表 8〉 35~45歲 標本의 出產類型 그룹別 模型推定結果

說明 從屬 變數	LFP	EAC	WWY	EXF	USE	AGE	EDN	FFY	PPL	REG	C	R ²	n
出產그룹													
EAC ¹⁾ { 過少	-.070 (.40)	—	-.055 (.06)	-.265 (2.22)*	.334 (1.33)	-.001 (-)	.271 (2.65)**	.032 (.26)	.085 (.80)	-.155 (.89)	1.545	.320	64
EAC ¹⁾ { 適正	-.004 (.03)	—	-.090 (1.66)	—	.074 (.55)	.090 (.69)	.267 (.72)	.211 (2.41)**	.096 (1.20)	-.248 (1.75)*	1.187	.253	136
EAC ¹⁾ { 過多	-.110 (1.24)	—	-.029 (.73)	-.006 (.18)	-.093 (1.05)	.012 (.15)	.240 (4.11)**	.259 (4.38)**	-.002 (.04)	-.297 (3.49)**	1.606	.207	413
LFP ²⁾ { 過少	—	-.043 (.40)	.167 (2.95)**	-.061 (.62)	-.213 (1.34)	-.047 (.36)	-.060 (.71)	.014 (.14)	.074 (.89)	.237 (1.78)*	.556	.338	64
LFP ²⁾ { 適正	—	-.002 (.03)	.202 (6.45)**	—	-.186 (2.12)*	.051 (.58)	-.130 (1.98)*	-.007 (.12)	-.031 (.57)	.191 (2.04)*	.500	.346	136
LFP ²⁾ { 過多	—	-.035 (1.24)	.190 (9.46)**	.035 (1.99)*	-.029 (.58)	-.098 (2.30)*	-.116 (3.51)**	-.017 (.51)	.048 (1.61)	.304 (6.60)**	.913	.314	413

註: * 5% 有意水準, 't'=1.65

** 1% 有意水準, 't'=2.33

1) Chow Test $F_{10}^{10}=1.215$, (cf) $F_{10}^{10}=1.83$, $\alpha=5\%$

2) Chow Test $F_{10}^{10}=3.39$, (cf) $F_{10}^{10}=2.32$, $\alpha=1\%$

性에 대한 정도의 차이를 考慮하기 위하여 導入하였다.

推定은 35~45歲 標本에 限定하였으며 單純 最小自乘法를 사용하되 就業活動에 대하여서는 變數의 性格上 Logit分析을 竝行하였다. 超過出產의 영향은 그룹間 平均的 차이와 個人의 出產水準別 차이의 두 가지 側面에서 포 착해보고자 「그룹 더미」(group dummy)와 超過出產水準을 交代로 導入하였다¹⁵⁾.

推定結果(表 7 참조)는 다음과 같다.

첫째, 超過出產그룹間 子女教育熱의 차이 (D_1, D_2)는 5% 수준에서 非有意的이다. 그러나 子女教育熱은 過少出產그룹에서 過多出產 그룹으로 옮겨짐에 따라 一貫性있게 低下되는 경향을 보이며 이러한 一貫性은 그룹내(表 8 참조)에서도 지켜짐으로써 個別出產水準(EXF)이 子女教育熱에 미치는 負의 效果는 1% 수준에서도 有意的임을 보인다.

둘째, 超過出產그룹間 就業活動의 차이는 一貫性이 있는 것으로 보이지 않는다. 즉, 그룹平均(D_1, D_2)의 측면에서 볼 때 過少出產 그룹은 適正出產그룹에 비하여 뚜렷이 낮은 경향(5% 有意水準에서 11.4%)을 보이고 있으나 過多出產그룹은 適正出產그룹에 비하여 별 다른 차이를 보이지 않는다. 그룹내(表 8 참조)에서 볼 때도 出產水準이 높아짐에 따라 過少出產그룹은 非有意的이기는 하나 負의 就業傾向을 보이는 반면 過多出產그룹은 有意的

으로 正의 就業傾向을 보이고 있다. 따라서 標本全體에 대하여 個別出產水準(EXF)이 갖는 有意的 效果(5% 水準)는 過少出產그룹이 餘他그룹에 비하여 현저히 낮은 就業傾向을 갖는다는 사실에 더하여 相對的으로 標本에서의 比重이 큰 過多出產그룹의 出產水準에 따른 正의 就業傾向 때문으로 풀이된다. 標本全體에 대하여 나타난 이러한 關係는 分析方法을 바꾸어 Logit分析을 하였을 때 有意性を 喪失하는 점으로 보아 確固하지 않은 것임을 알 수 있으며, 이러한 非確固性은 根本的으로 出產水準과 就業活動間의 非一貫性 때문으로 보인다.

위의 結果는 그룹別로 볼 때 다음과 같이 要約된다. 計劃에 未達된 過少出產은 經濟的 必要性을 감소시킴으로써 就業活動을 低下시키는 반면 子女의 數의 選好를 質的 選好로 代替케 함으로써 子女教育熱을 높이는 要因이 된다. 다른 한편으로 過多出產은 子女의 質的 選好를 數的 選好로서 代替케 하는 한편 計劃되지 않은 子女養育의 追加的인 必要性에 따라 대체로 豫想했던 것보다 낮은 就業活動을 하게 하나 豫想치 않은 出產兒數가 增大될수록 經濟的 必要性에 따른 就業活動을 高潮시키는 要因이 된다.

V. 結 論

1. 要 約

家族規模觀은 結婚當時와 現在의 兩時點에서의 應答을 확실히 보인 標本에 관한 한 一貫

15) 물론 이 方法은 餘他 統制變數가 갖는 效果가 그룹間에 同質的이라는 점을 前提로 하는 것이다. 그러나 이는 <表 8>의 그룹別 推定結果에 提示된 바와 같이 문제가 되지 않음을 알 수 있다. 즉, 子女教育方程式의 경우 Chow檢定値는 非有意的이며 就業方程式의 경우도 Chow檢定値는 有意的이나 有意的인 推定係數에 한할 때 그룹間 矛盾되는, 예컨대 推定係數의 符號가 반대인 結果는 보이지 않는다.

성이 있으며 實際家族規模가 家族規模觀에 대하여 미치는 영향도 家族規模觀에 대한 應答의 實質的 意味를 喪失케 할 만큼 深刻하지는 않은 것으로 나타났다. 다만 一貫性의 檢定에 있어서 家族規模觀에 대한 應答이 同一時點에서 記憶을 되살린 것이었으므로 그 有意性에 대한 問題는 남아 있다고 할 수 있다. 希望子女數, 實際子女數, 이에 따른 超過子女數의 決定要因에 대한 分析結果는 家族形成에 關聯된 이들 諸變數가 共通的으로 家族形態나 居住地 등 非個人的要因에 의해서보다는 年齡, 教育水準, 子女教育에 대한 期待水準, 機會費用水準 등 個人的 背景과 行態를 나타내는 要因에 의하여 左右되는 것으로 나타났다. 한편, 家族計劃을 實踐하려는 努力 즉, 避妊의 實踐率은 所得, 教育水準 등의 間接的 要因보다는 超過出產, 子女死亡率 등 家族規模觀의 成就에 關聯된 直接的 要因에 의하여 더 크게 영향을 받는 것으로 나타나 超過出產, 나아가서는 家族規模觀과 이의 實踐努力이 相互關聯作用을 하고 있음을 보여준다.

한편, 超過出產이 既婚女性の 經濟活動에 미치는 영향에 대한 分析結果는 다음과 같다. 分析對象을 希望子女數가 셋인 標本에 限定하였을 때 過多出產 標本の 比重은 45.5%(35~45歲 標本에서는 69.0%)였으며 社會·經濟의 特性面에서의 그룹間 차이를 考慮하지 않았을 때 過少·適正·過多出產으로 옮겨짐에 따라 婦人의 就業率은 增加하는 반면 子女教育熱은 뚜렷이 減少하는 경향을 보였다. 그러나 社會·經濟的 特性面에서의 標本間 差異를 고려해 넣은 回歸分析의 結果는 이렇게 명료한 것은 아니었다. 즉, 子女教育熱은 그룹別 차이가 非有意的인기는 하나 過少에서 過多出產그룹

으로 옮겨짐에 따라 低下됨을 보였으며 超過出產水準에 대하여서 一貫性있는 減少函數로 나타났다. 그러나 婦人의 就業率은 대체로 볼 때 超過出產水準에 대하여 增加函數로 나타났으나 그룹間 혹은 그룹내에서 본 超過出產과의 關係는 多少 一貫性을 缺하였다. 즉, 그룹間 차이를 볼 때 過少그룹은 適正그룹에 비하여 有意的으로 낮은 就業率을 보이나 過多그룹은 非有意的인기는 하나 適正그룹보다 오히려 낮은 경향을 보였으며, 그룹내에서 볼 때 過少그룹은 出產水準에 대하여 減少傾向을 보이는 반면 過多그룹은 增加하는 傾向을 보였다. 따라서 本研究의 結果는 다음과 같이 解釋된다. 過少出產은 就業活動을 低下케 하는 반면 子女教育熱은 높이는 傾向이 있다. 다른 한편으로 過多出產은 子女教育熱을 감소시키는 한편 希望子女數를 維持할 경우보다는 平均적으로 낮은 就業活動을 하게 되나 過多出產兒數가 많을수록 就業活動을 增大시키는 傾向이 있다.

2. 政策的 示唆

家族規模의 形成에 있어서 家族 및 居住地 環境보다는 個人的 背景과 行態的 要因이 더욱 중요한 役割을 한다는 것은 人口政策面에서 두 가지 점을 示唆한다. 하나는 家族計劃政策은 단순한 避妊器具의 보급보다는 家族觀에 대한 弘報活動을, 특히 低教育層의 婦人에게 集中的으로 展開함으로써 一般 教育水準의 차이에 따른 家族觀과 그 實踐力에 있어서의 차이를 緩和시키도록 함이 效果的이라는 것이다. 다른 하나는 子女教育에 따른 直接·間接의 費用(子女養育, 就業所得)이 家族觀과 이

의 遂行에 重要な 比重을 점하는 것으로 볼 때 誘引策과 沮止策(Incentive and Disincentive system)을 적절히 구사한 Beyond Family Planning이 충분히 效果를 거둘 餘地가 있다는 것이다.

그러나 이는 반드시 避妊器具의 供給을 위주로 한 家族計劃 政策을 中斷하라는 것은 아니다. 왜냐하면 家族觀에 따른 出產努力은 다른 어떤 個人的 特性보다 出產子女의 數, 子女死亡率 등 家族規模觀의 成就에 直接 關聯된 要因에 의하여 보다 크게 영향을 받기 때문이다. 따라서 希望子女數를 이미 出產한 婦人들에게는 避妊器具의 저렴한 供給을 오히려 더욱 勸獎할 필요가 있는 것이다.

人口政策의 적절한 遂行으로 出產率이 더욱 低下될 餘地가 앞으로 충분히 있는 것으로 보인다. 왜냐하면 標本에서 나타난 바와 같이 希望子女數가 셋이며 年齡이 35~45歲인 標本中 過多出產 標本の 比重이 약 69%나 되는데 보다 젊은 歲帶가 같은 年齡에 到達할 때는 一般的인 教育水準의 向上과 이에 따른 直·間接의 子女養育費의 增加 등으로 希望子女數가 줄어들고 또한 過多出產의 比重도 현저히 減少될 것이기 때문이다. 小家族觀의 추세와 子女들에 대한 높은 教育熱로 볼 때, 앞으로의 教育政策은 過去의 基礎教育 위주의 政策

에서 脫皮하여 보다 高等教育機會를 擴大하는 方向으로 나아가지 않으면 안된다. 왜냐하면 資料에서 본 바와 같이 거의 대부분의 標本이 大卒 이상의 子女教育을 원하고 있으며 子女의 數와 質問에 뚜렷한 代替性向을 보임으로써 出產子女의 數가 저하될 것으로 期待되는 한 이들에 대한 高等教育 需要는 늘어날 것이며 그간의 基礎教育 擴大로 인하여 다소 鈍화된 學齡人口增加率이 基礎教育에 주는 壓力은 상대적으로 크게 완화될 것이기 때문이다.

그러나 앞으로 期待되는 出產의 適正化 혹은 希望子女數의 成就率提高가 勞動力에 있어서 가장 큰 豫備供給源인 既婚女性の 勞動供給에 대하여는 별다른 變動을 招來하지 못할 것으로 보인다. 왜냐하면 就業活動에서 有意의인 차이를 招來케 하는 過少出產은 減少餘地도 적을 뿐 아니라 全體人口에서의 比重이 적으므로 이의 適正化를 통한 勞動供給의 增分은 微微할 것으로 기대되며 다른 한편으로 減少餘地和 人口比重이 相對的으로 큰 過多出產은 適正出產에 比하여 勞動供給에서의 有意의인 차이를 招來하지 않기 때문이다. 따라서 앞으로 既婚女性の 勞動供給이 增加 혹은 減少한다면 이는 여타의 社會·經濟的 側面에서의 與件變動에 基因한 것으로 解釋되어야 할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

Becker, Gary, "An Economic Analysis of Fertility," in *Demographic and Economic Changes in Developed Countries*, Universities-National Bureau Conference Se-

ries No.11, Princeton, N.J.: Princeton University Press, 1960.

Chandrasekaran, C. and A.I. Hermalin, ed., *Measuring the Effect of Family Planning*

- Programs on Fertility*, OECD Development Center, 1972. p.464.
- Duesenbery, J., "Comment on Gary S. Becker, An Economic Analysis of Fertility," in *Demographic and Economic Changes in Developed Countries*, Universities-National Bureau Conference Series No.11, Princeton, N.J.: Princeton University Press, 1960.
- Economic Planning Board and Korean Institute for Family Planning, *First Country Report, The Korean National Fertility Survey, 1974*. Seoul Korea, 1977.
- Hauser, P., "Family Planning and Population Programs: a book review article," *Demography*, 4, 1967, pp.397~414.
- Hong, Sawon *Population Status Report: Korea*, KDI, Seoul, Korea, 1978.
- Korean Institute for Family Planning, *Bibliography on Population and Family Planning in Korea*, KIFP, Seoul, Korea, 1977.
- Leibenstein, H., "An Interpretation of the Economic Theory of Fertility: Promising Path or Blind Alley?" *Journal of Economic Literature*, vol. 12, 1974, pp. 457~479.
- Mincer, J., "Market Prices, Opportunity Costs and Income Effects," in Carl F. Christ, ed., *Measurement in Economics*: Stanford, Stanford Univ. Press, 1963, pp.68~92.
- Ryder, N., "A Critique of the National Fertility Study," *Demography*, 10, 1973, pp. 495~506.
- Theil H., *Principles of Econometrics*, John Wiley & Sons, Inc. 1971, pp.632~636.
- Ware, H., *Ideal Family Size*, WFS Occasional Papers, No.13, WFS, 1974.