

日本の 子女出産と 妊娠中絶態度

TOWARDS A CASUAL MODEL OF CHILD BEARING
AND ABORTION ATTITUDES IN CONTEMPORARY JAPAN

ESCAP POPULATION PUBLICATIONS TRANSLATION PROJECT
Co-ordinated by the
Clearing-house and Information Section,
POPULATION DIVISION ESCAP

韓國人口保健研究院
KOREA INSTITUTE FOR POPULATION AND HEALTH



目 次

I. 緒 論	3
II. 資料 및 變數	5
III. 社會的 背景, 就業經驗, 結婚形態 및 媿家居住	12
IV. 子女觀: 理想, 希望 및 數	16
V. 理想子女數	22
VI. 希望子女數	25
VII. 出生子女數	27
VIII. 人工妊娠中絶 및 그에 對한 態度	30
IX. 經路分析과 模型의 評價	36
X. 要約 및 結論	42

I. 緒 論

1920年 日本의 出生率은 人口 千名當 35, 死亡率은 人口 千名當 25 정도 였던 것으로 믿어진다. (Obuchi, 1976, p.331). 그후 20년간에 이 두가지 動態率 은 서서히 떨어져왔다. 1940年 까지 出生率은 30, 死亡率은 16~17로 떨어 졌다.(Okita, et. al., 1979 圖9-3, p.307). 그러나 1920~40年間の 粗出生率의 저 하는 結婚한 婦人들의 出産力이 떨어진 결과라기 보다는 女子들의 婚姻狀態의 變化 즉 結婚率이 떨어진 결과다.(Obuchi, 1976, p.340 이하). 二次大戰의 後遺症으로 일본도 戰後出産 붐을 겪었다고는 하지만 어림잡아 불과 3년만에 끝나버렸다. 終戰後 死亡力은 크게 改善되어 1950年에 이르러서는 死亡率이 10~11線에 머물렀다. 그러 므로 産業經濟가 대부분 폐허화된 채로 종전을 맞게 되었을 때 日本의 人口學的 狀況은 실질적으로 Thompson(1929)과 다른 學者들(Crocker, 1931)이 주장하였던 그 대로 日本을 팽창주의 政策과 戰爭으로 물고간 人口與件과 별로 다를바 없었다. 이처럼 암담한 장래의 전망에 직면하여 달성한 일본의 경제적 기적은 획기적인 사실로 역사에 기록되었다. 戰後에는 結婚狀態의 變化로 出産力이 떨어졌었지만 戰 後에 최초로 실질적인 出産力 低下에 의해 人口轉換의 단계에 들어서게 되었다. 지난 30년간 日本은 人口轉換을 끝마치고 현재는 純再生産率이 0.85에 까지 떨어졌는데 거의 5년간 이 수준을 유지하였다.

日本의 人口轉換은 여러가지 점에서 독특한 면이 있지만 가장 두드러진 점은 그 進行速度에서 찾을 수 있다. 단 10년간(1947~1956년간)에 出生率은 거의 반으로 激減하여 20이하의 수준에 미치게 되었다. 이같이 빠른 出産力의 감소와 低出産 水準의 維持는 다음 두가지 뚜렷한 特徵때문에 나타난 결과다. 첫째 로, 避妊使用이 괄목할 만큼 확대되었다는 점이다. 主要한 避妊法은 週期法과 콘돔 이었는데 이 方法은 지금도 계속하여 産兒調節의 주된 수단으로 사용되고 있다. 둘째로, 人工妊娠中絶이 産兒調節의 한 手段으로 아주 效果的으로 사용되었다는 점 이다. 1950년대 후반 人工妊娠中絶이 그 絶項에 이르렀을 때에는 公式統計까지도 正常出産에 10件에 7件的 合法的인 人工妊娠中絶이 있었던 것으로 보고하였다.

물론 日本의 出産力 革命도, 늘 人口變動을 추진시키는 것으로 말해지는 社會의 人口學的 變動, 즉 1인당 所得의 증가, 都市化의 進展, 就學率의 向上, 死亡率 水準의 改善등과 함께 일어났었다. 이같은 社會 全體的인 變化와 이 變化의 出産力에 미치는 影響에 대하여 理論模型을 제시하려는 많은 시도가 있었다.(Tsubouchi 1970; Hashimoto, 1973; Obuchi, 1976; Ogawa 外, 1982; Ogawa, Hodge, 1982). 本稿에서 필자는 개인조사를 통해서 수집된 資料를 檢討하는 가운데 전체 社會의 變化를 일으켜 온 것으로 여겨지는 要因들이 個人의 出産力 水準에 어떻게 影響을 미치는가 살펴보고자 한다. 이 分析은 現 時點을 中心으로 (current) 橫斷面的 (cross-sectional)으로 행하여 진다. 본 分析작업은 日本에 있어서 個人出産行動의 構造方程式 模型을 開發하고자 하는 最初의 試圖라는 점에서 다분히 深索的이다.

여기서 다루는 模型안에 들어가는 要因 중에는 既存研究에서 이미 다뤄진 것들이 많다. 그러나 既存研究의 대부분은 단순한 交叉表分析이나 (Okazaki, 1977; Kobayashi, 1977a, 1977b) 단순 回歸分析 (Nohara, 1980)들이었다. 본 分析작업에서는 아직 완전치는 못하지만, 8개의 內生變數 (Endogenous Variables)와 4개의 外生變數 (Exogenous Variables)를 가진 훨씬 複雜한 模型을 다루게 된다. 그럼에도 불구하고 이 최초의 努力은 모든 점에서 초보적인 시도로 받아들여지지 않으면 안된다. 필자는 여기서 論議된 分析모형을 확장하고 세련시켜서 모형 내의 母數 (parameter)가 어떻게 變化되어 왔는가 探索하는 보다 힘든 작업에 도전하고자 한다.

II. 資料 및 變數

이 分析에 使用된 資料는 日本의 有配偶可妊婦人을 代表하는 3,078 名의 標本에서 얻은 것이다. 1950 年 이후 마이니찌 신문사에서는 家族計劃 및 出産力에 관한 일련의 標本調査를 실시해 왔는데 여기서는 제 16 회 조사결과를 사용하였다. 이 조사는 1981 年 봄에 실시되었는데 표본은 多段階層化抽出法 (Stratified multi-stage sample procedure)에 의하여 뽑은 것이다. 먼저 全 日本의 都市, 小都市, 村落등을 人口와 地域特性에 따라 層化시켜 一次標本單位를 선정하고나서 基本居住登錄 (Basic Residence Register)을 사용하여 각 一次 標本單位로 부터 無作為로 應答者가 선정되었다. 標本抽出에 관한 자세한 내용은 다른 곳에 보고되었기 때문에 이곳에서 되풀이 하지 않기로 한다. 어쨌든 여기서 밝히고자 하는 점은 이 조사에서 사용된 標本抽出節次는 다른 마이니찌 調査에서와 비슷하다는 것이다. (예를 들면 Population Problem Research Council, 1978)

아래에 제시된 模型 (model)에는 婦人의 나이, 남편과 부인의 教育程度, 부인의 結婚前 都市(生活)經驗 程度라는 4 개의 外生變數 (exogenous variables)가 들어있다. 婦人의 年齡 (= Y)은 각세별로 매겨진다. 男便의 教育 (= E_H)와 婦人의 教育 (E_w)은 學校 級別로 매겨졌다. 즉, 男便, 婦人 공히 舊制 小學校 혹은 新制 小學校 및 新制 中學校만을 다닌 사람에게는 0, 舊制 中學이나 新制 高等學校를 다닌 사람에게는 1, 그리고 新制든 舊制든 工業 및 專門學校를 다닌 사람에게는 2, 그리고 舊制든 新制든 大學을 다녔으면 3이 주어졌다. 마지막으로 필자는 結婚前 都市經驗 (= U)에 관하여서는 일종의 二項目合成指數 (two-item index)를 考案했다. 여기서 사용된 문항은 첫째, 應答者가 小學校에 다니는 동안 도시에 자랐는지를 묻는 것과 둘째, 結婚 당시 도시에 살고 있었는지를 묻는 것이었다. 일본에서 居住移動 (migration)은 사실상 모두 離農向都이므로 이 두개 問項은 거의 완벽한 일종의 축소판 Guttman 척도를 구성하게 된다. 다시 말하면 小學校 在學 中 都市에서 사람들은 結婚할 때도 도시에 거주한다. 이 指數에 관한 자세한 설명과 현 거주지와와의 관계에 관해서는 Ogawa, Hodge, 1982 를 참조할 것) 結婚前

都市經驗에 관한 점수는 다음과 같이 정해졌다. 즉 小學校 在學時 및 結婚時에 農村에서 살았던 應答者에게는 0, 小學校 在學時 혹은 結婚時 중 한 時期에 都市에 居住하였으면 1, 그리고 위 두 시기에 공히 都市에 거주하였으면 3점을 부여하였다.

본 研究 分析模型의 內生變數 (endogenous variable)로서 婚前就業經驗, 結婚形態, 結婚後 媧家居住, 理想子女數, 出生子女數, 實際 人工妊娠中絶數, 人工妊娠中絶에 대한 態度 등이 포함되었다. 이 중 첫번째로 부터 세번째까지는 단순한 二價 (Binary) 變數들이다. 즉 (1) 結婚前 就業經驗 (= J)에서는 結婚前에 職業을 가졌다면 1, 그렇지 않은 경우에는 0이 주어졌으며, (2) 結婚形態 (= M)은 기본적으로 結婚이 어렵게 成事되었는가에 따라 정해지는데 中媒人을 통해 남편을 만나서 結婚하였으면 1, 그렇지 않은 경우에는 0이 주어졌다. (3) 結婚後 媧家居住 (= R)에 관해서는 媧家居住의 경우 1을 그렇지 않은 경우에는 0이 주어졌다.

제 16 회 마이너저 調査에서 子女數에 關한 價値觀은 “일반적으로 말해서 일본인 부부에게 몇명의 子女가 가장 理想的이라고 생각하십니까?” 라는 質問을 통해 얻어냈다. 本稿에서는 이 질문에 대한 應答 숫자를 理想子女數 (= F)로 定하였는데 0부터 5까지의 整數를 그 값으로 갖게 된다. 標本婦人들에 대해 “당신은 개인적으로 볼 때 몇명의 子女를 두는 것이 이상적이라고 생각하십니까?” 라는 질문을 하였는데 이 질문에 대답한 숫자를 希望子女數 (= D)로 삼았다. 이 希望子女數도 理想子女數와 같이 0부터 5까지의 값을 갖게 된다.

理想子女數와 希望子女數라는 두개의 變數는 얼른 보기에 아주 비슷하다. 그러나 그렇지 않은 것이, 전자는 사회 전체적으로 보아서 바람직한 숫자이고 후자는 應答者 자신의 처지에 비춰볼 때 바람직한 子女數를 말한다.

表 1을 보면 이에 관한 여하한 의문도 밝히 해결되는데 이 表는 위의 두개 變數와 함께 出生子女數 (= C)의 分布를 나타내 준다. 이 표에서 볼 수 있는 것처럼, 전체적으로 출산기간중에 있는 일본의 기혼부인들은 일본 부부들에게 理想的이라고 보는 子女數보다 적은 子女數를 자신들은 希望하고 있음을 알 수 있다. 절대다수의 부인들이 한 未婦가 3명의 子女를 두는 것이 理想的이라고 보면서도

막상 자신에게는 약 2명이 이상적이라고 하고 3명이 日本家庭에 理想的이라고 생각하는 부인들의 비율보다 훨씬 적다-또 다른 5분지 2 정도가 자신들을 위해서는 다만 2명만을 원하고 있다.- 2명이 이상적이라고 보는 사람들의 비율보다 높다. 물론 이상자녀수와 希望子女數의 分布가 다르기는 하지만 이들 두 변수 간에 상당한 多共變性 (multicollinearity)이 존재할 가능성이 있다. 그러나 이 경우는 다르다. 두 變數間의 相關係數는 .3786으로서 個人 水準의 相關係數로서는 꽤 크기는 하나 統計分析上 實際的인 난관을 야기시킬만큼 크지는 않다.

6 번째 내생변수 출생자녀수(C)는 이미 설명되었다. 이 분석에 들어간 나머지 두개 변수중 하나는 人工妊娠中絶(B)로서 0부터 4.5(이 값은 人工妊娠中絶을 4회 이상 經驗한 부인들에 부여되었다.)의 값을 갖는다. 나머지 하나는 人工妊娠中絶에 對한 態度(A) 尺度다. 제 16회 마이니찌 조사에서는 임신중절을 조건부로 찬성하는 부인들에게 어떤 조건하에서 임신중절을 찬성하는지에 관하여 일련의 질문을 하도록 하였다. 하나 하나 열거한다면, (1) 避妊失敗 (2) 經濟的 困難 (3) 遺傳病 (4) 強姦 (5) 妊娠에 따른 母性健康에의 損傷의 이유로 應答者를 임신중절을 찬성하겠느냐고 물었다. 이를 質問에 대한 應答은 위에서 매겨진 순서에 따라 일종의 Guttman 척도를 구성하게 된다. 즉 피임실패에 의한 임신이라는 最上位 조건하에서 임신중절을 찬성하는 부인은 집중팔구 하위 조건 아래서도 찬성하는 식으로 (1)에서 (5)로 내려갈 것이다. 이 Guttman 尺度의 再構成可能係數 (coefficient of reproducibility)는 .9721이고 最小一元分布再構成可能性 (minimum marginal reproducibility)는 .7771이었다. 따라서 단지 一元分布 (marginal)로 부터 應答類型을 예측할 수 있는 확률을 몇 % 증가시킬 수 있는가는 $100 * (.9721 - .7771) / (1 - .7771) = 87.5\%$ 로 주어진다. 이 Guttman 척도는 단지 妊娠中絶을 조건부로 찬성하는 應答者에게만 통용된다. 왜냐하면 이런 부인에 대해서만 임신중절이 허용되는 조건에 관하여 질문했기 때문이다. 전체 임신중절에 대한 태도(=A)는 0부터 7까지의 整數값을 갖는데 여하한 조건 아래서도 임신중절이 허용될 수 없다고 대답한 부인들에게는 0이 무조건적으로 찬성하는 부인들에게는 7이 주어졌다. 나머지 부인들에 대해서는 위에 말한 Guttman 척도상의 위치에 따라 1부터 6까

지의 값이 주어졌다. (이 변수에 대한 상세한 설명과 구성절차에 관하여서는 Ogawa, Hodge, 1982 를 볼 것)

이제 본고에서 다루지는 변수에 대한 설명이 다 끝난 셈이다. 지금까지 설명한 12개 變數의 平均值와 標準偏差는 表. 2에 提示된 바와 같다. 이것들은 일본사회에서 이미 알려진 사실과 어긋남이 없으므로 놀랄만한 점이 없다. 그러나 일본사회에서 女性の 教育水準이 男子의 그것에 미치지 못하고 있으며 女性에 대한 教育機會는 지금도 확대되고 있다는 점에 주목해야 한다. 본 조사자료에 의하면 應答부인의 5분의 3이 結婚前에 職業을 가진 經驗이 있고 5분의 2가 中媒人을 통해 남편을 알게 되었으며 3분의 1이라는 적지 않은 비율의 부인들이 그들의 신혼생활을 媿家에서 시작한 것으로 나타났다. 또 可妊期에 있는 일본의 보통 부인들은 어떤 意味에서 임신중절을 향해 절반 길을 넘어섰다고 할만하다. 여기에 提示되지는 않았지만 임신중절 횟수의 분포에서 약 5분의 3 가량의 부인들이 한번도 임신중절을 하지 않은 것으로 나타났다. 한편 應答者의 11%가 2회 5%가 3회 이상의 임신중절을 經驗하여 결과적으로 약 0.6회의 인공임신중절을 經驗한 것으로 밝혀졌다.

表 3은 單純相關係數를 나타낸다. 이 相關係數들은 관계된 두개 변수 모두에 정상적인 값을 가진 경우에 대하여서만 계산되었다. 그래서 각 상관계수를 끌어낸 사례수에서 차이가 나는데 表. 3의 對角線 아래부분에 각각의 사례수가 적혀있다. 相關係數行列은 주로 다음의 參照를 위해 제시한 것이므로 이곳에서 논의하거나 설명하지 않을 것이다. 그러나 두가지 일반적인 측면, 즉 방법론적인 측면과 분석의 실제적 측면에 대해서는 이 시점에서 언급되어야 한다.

첫째, 表. 3의 아랫단에 나타나 있는 것과 같이 본 조사에서는 不完全한 케이스가 비교적 적다. 상관계수가 계산된 가장 적은 표본수는 2700으로서 전체 표본수의 87.7%에 해당한다. 여기서는 짝지워지는 두개의 변수가 동시에 유효한 값을 갖지 못한 경우를 계산에서 제외시켰지만 뒤에 나오는 回歸式의 計算에서는 回歸式에 들어가는 변수 중 어느 하나에 관해서라도 有效한 값을 갖지 못하는 케이스는 계산에서 제외시키는 방식을 취하므로 표본수가 더 줄어들게 되는데 가

Table 1. Distribution of Number of Children Ever Born, Desired Number of Children, and Ideal Family Size, for Married Women of Childbearing Age, Japan, 1981

Number	Children Ever Born	Desired Number of Children	Ideal Family Size
		Per Cent	
Total	100.0	100.0	100.0
0	6.8	1.9	0.1
1	16.7	2.4	0.6
2	51.6	44.7	29.5
3	20.6	43.5	62.5
4	3.5	6.5	6.7
5 or more	0.8	1.0	0.6
		Number of Cases*	
	3031	3022	2983

* Number of Cases varies owing to missing data.

Table 2. Means and Standard Deviations of Selected Social and Demographic Characteristics of Married Women of Childbearing Age, Japan, 1981

Variable description	Symbol	Number of Cases*	Mean	Standard Deviation
Age of women	Y	3078	36.92	7.19
Husband's education	E _H	3059	1.157	1.035
Wife's education	E _W	3062	0.886	0.771
Urban experience before marriage	U	3078	1.117	0.879
Work experience before marriage	J	3078	0.765	0.424
Type of marriage (arranged)	M	3078	0.427	0.495
Patrilocal residence at marriage	R	3078	0.348	0.477
Ideal family size	F	2983	2.771	0.602
Desired number of children	D	3022	2.534	0.779
Number of children ever born	C	3031	1.998	0.937
Number of abortions	B	2794	0.637	0.964
Attitudes toward abortion	A	2872	4.202	2.162

* Number of cases varies because of missing data.

Table 3. Product Moment Correlations Between Selected Social and Demographic Characteristics, for Married of Childbearing Age, Japan, 1981. (Number of Cases shown below diagonal*.)

Variable Description and Symbol	Variable Symbol												
	Y	E _H	E _w	U	J	M	R	F	D	C	B	A	
Age of woman (=Y)	--	-.2087	-.3204	-.1248	-.2839	.2231	.1497	.0706	.0393	.3106	.2377	.0510	
Husband's education (=E _H)	3059	--	.6135	.2141	.1030	-.0930	-.0912	-.0980	-.0045	-.1500	-.1284	.0693	
Wife's education (=E _w)	3062	3054	--	.2078	.1141	-.0868	-.1294	-.1036	-.0208	-.1860	-.1354	.0735	
Urban experience(=U)	3078	3059	3062	--	.1829	-.1832	-.1968	-.1007	-.0284	-.1432	-.0082	.0639	
Work experience(=J)	3078	3059	3062	3078	--	-.1830	-.1145	.0089	.0110	-.1548	-.0527	.0699	
Type of marriage(=M)	3078	3059	3062	3078	3078	--	.1627	.0057	-.0126	.1076	-.0339	.0153	
Patrilocal residence(=R)	3078	3059	3062	3078	3078	3078	--	.0669	.0880	.1385	.0292	.0359	
Ideal family size(=F)	2983	2966	2969	2983	2983	2983	2983	--	.3786	.1942	.0289	.0777	
Desired children(=D)	3022	3004	3007	3022	3022	3022	3022	3022	--	.4033	.0730	.0541	
Children ever born(=C)	3031	3013	3016	3031	3031	3031	3031	2945	2988	--	.1987	.0196	
Number of abortions(=B)	2794	2779	2781	2794	2794	2794	2794	2745	2765	2764	--	.1730	
Abortion attitude(=A)	2872	2857	2859	2872	2872	2872	2872	2818	2837	2837	2700	--	

* Correlations based on pairwise present number of cases.

장 많이 제외되는 경우에 있어서도 유효사례가 원표본의 85.9%에 이른다.

둘째, 이 분석에 들어가는 변수들의 그 상관의 정도는 아니지만 그 방향(부호)은 실험적으로 예측할 수 있는 성질의 것들이다. 이렇게 할 수 있는 것은 물론 出産力의 關聯要因(correlates)에 관한 既存 研究結果가 풍부하기 때문이다. 表. 3의 대각선 위 부분을 살펴보면 극소수의 예외(66개중 5개)를 제외한다면 그 부호가 出産力의 社會・經濟的 差나 관련 현상에 대한 지금까지의 이론과 調査結果를 推論해 낼 수 있는 것들이다. 그러므로 우리가 지금 사용하고 있는 자료는 어떤 점으로 보나 상식과 어긋나지 않는다는 것을 알 수 있다. 상관계수의 부호에서 놀랄만한 점을 거의 발견할 수 없다고는 하나 그 값은 놀라우리 만큼 크지 않다는 점에 주목하지 않으면 안된다. 人口轉換에 관한 한 理論은 出産力과 그 關聯要國의 社會・經濟的 差는 한 국가가 人口轉換의 末期에 가까와지면 점점 줄어들고 뒤바뀌기 까지 한다고 주장하는데(Ouchi, 1976을 볼 것) 表. 3에 나타난 전반적인 상관계수의 수준은 日本에서 人口轉換이 거의 完結되었다는 見解를 뒷받침해 준다.

Ⅲ. 社會的背景, 就業經驗, 結婚形態 및 媠家居住

本 分析作業에서는 보통의 人口學的인 研究에서 처럼 結婚前 居住類型(U), 男 便의 教育(E_H), 婦人의 年齡(Y) 등을 外生變數로 잡았다. 남편의 教育和 婦人의 教育 間에는 실질적인 多公線性이 존재하고 있다는 점을 들어 이 두 변수를 동시에 分析에 포함시키는 것에 대해 反론을 제기할 수 있을 것이다. 表. 3에 나타난 것처럼 이 두 변수간의 상관계수는 약 .6으로서 美國에서 觀察된 것과 비슷한 수준이다. 그러나 日本은 家族志向的인 社會일 뿐 아니라 男性優位的(male-dominant)인 社會다. 이 점이 남편의 (사회적) 特性이 出產行動이나 出產에 關係되는 決定을 내리는데 중요한 역할을 할 가능성이 크다고 믿는 근거다. 이러한 가능성을 검토하는 유일한 길은 婦人의 教育 뿐 아니라 남편의 教育도 分析에 참여시키는 것이었다. 남편의 年齡과 함께 남편의 結婚前 都市經驗도 포함 시킬 수 있을 것이나 남편의 年齡과 婦人의 年齡간 상관계수는 무려 .9로서 두 변수간 다공선성이 너무나 높은 것이기 때문에 그렇게 하지 않았고, 남편의 혼전 都市經驗에 關係해서 묻는 항목 자체가 없기 때문에 불가능 했다.

이곳에 제시된 分析模型에서 최초의 3개 内生變數는 그 순서대로 因果的 順位가 정해진다. 婦人의 婚前 就業經驗은 틀림없이 결혼전 기간에 關係한 것이며 媠家居住 여부는 필연적으로 결혼직후에 關係한 일이기 때문이다. 따라서 이들 사태의 발생시기는 婦人의 혼전 취업경험(J), 결혼상태(M), 결혼후 媠家居住(R)이라는 因果的 順位를 정해준다. 이와 같은 因果順位에 의해 선형적으로 취업경험이 결혼형태에 영향을 주고 결혼형태와 婦人의 결혼전 취업경험은 함께 결혼후 시가 거주 여부에 영향을 미치리라는 하나의 堅實한 作業假說(Working Hypothesis)이 成立된다.

都市背景을 가진 婦人들은, 늦게 결혼하고 취업기회가 비교적 넓기 때문에 결혼전에 職業을 가질 가능성이 높다. 이들이 또한 中媒婚을 한다거나 결혼후에 시부모와 함께 살 가능성은 낮다. 그외에, 일본 여성들간에는 婚前就業, 結婚方式, 시부모 奉養등에서 世俗化 傾向이 뚜렷하다. 日本 社會가 都市化함에 따라 어린 연령층의

부인들일수록 결혼전 취업경험의 가능성이 높아졌으며 자유시장에서의 계약과 같은 결혼방식을 많이 취하고 있고 결혼 후에 새 家口를 이루는 경우가 많아졌다. 결과적으로 부인의 나이-출생코호트를 나타낸다-와 결혼전 도시생활경험은 취업경험 결혼형태, 시가거주에 관한 관계식에 독립변수로 들어갈 것이다.

결혼전 취업경험, 결혼형태, 결혼후 거주유형에서 물론 社會經濟的 差를 보여주고 있다. 그렇지만 社會·經濟的 變數와의 關聯은 어떤 점에서 都市經驗과 연령과의 상호관련에 의해 나타난 것들이다. 여자에 대하여서든 남자에 대하여든 都市地域에 보다 良質의 教育機會가 보다 넓게 열려 있다. 그 위에 교육기회를 꾸준히 확대 되어 늦게 태어난 부인들일수록 교육수준이 높아져 왔다. 결과적으로 혼전취업경험, 결혼형태후 媿家同居 등에 나타나는 社會·經濟的 차이 특히 교육수준별 차이는 연령과 도시생활 경험에 돌릴 수 있다. 우리들은 앞으로 따져보겠지만 분석모델에 강력한 가정을 세운 셈이다. 따라서 여기서 검토중인 내생변수의 회귀식에는 남편의 교육이나 부인의 교육은 들어가지 않는다. 모든 변수에 대하여 유묘한 값을 갖는 사례에 대하여 보통의 最小自乘法을 써서 婦人의 婚前就業經驗, 結婚形態, 結婚後 居住場所에 관한 構造方程式 (Structural equation)을 만들면 다음과 같다.

$$\hat{J} = 1.2619 + .07224 (U) - .01564 (Y)$$

(.0404) (.00830) (.00102)

$$\hat{M} = .16781 - .07976 (U) + .01204 (Y) + .12535 (j)$$

(.05465) (.00991) (.00124) (.02126)

$$\hat{R} = .20127 - .08589 (U) + .00632 (Y) - .004408 (j) + .10132 (M)$$

(.05322) (.00973) (.00123) (.02079) (.01754)

각 회귀계수의 標準誤差 (Standard error)는 그 밑에 있는 괄호안에 적혀 있다. 이들 방정식의 決定係數 (co-efficient of determination)는 혼전 취업의 회귀식에서 .1027, 結婚形態 회귀식에서는 .0846 그리고 결혼후 媿家居住의 회귀식에서는 .0671이다. 위의 결과에서 각 변수들의 추정된 회귀계수들은 그 標準誤差의 3, 4 배에 이르고 또 그 부호(방향)도 예상과 일치하고 있는 것을 볼 수 있다.

위 3개 회귀식에서 從屬變數들은 모두 0과 1을 그 값으로 하는 二分變數

(Dichotomous variables) 들이다. 따라서 推定된 構造方程式들은 線型確率函數 (linear probability function) 으로 해석될 수 있고, 100 을 곱하면 위의 모든 회귀계수들은 百分率로 간주할 수 있다. 예를 들면 婚前就業 經驗에 관한 回歸式에서 年齡變數 (Y) 의 係數는 .01564 이므로 都市背景 變數를 統制하면 出生年度가 1년 늦어짐에 따라 就業經驗이 있는 여자들의 약 1.5%가 늘어난다는 말이다. (본 標本에서는 婦인의 最低 연령이 19才이고 最高 연령이 19才이고 最高 연령이 49세임을 기억할 것) 結婚後 媿家居住 與否에 관한 回歸方程式에서 結婚形態라는 變數의 係數는 .10132 이므로 年齡과 都市背景, 結婚前 就業經驗등 기타 變數를 統制하면 中媒婚을 한 婦人들이 그렇지 않은 婦人들보다 결혼后 시부모와 同居할 確率이 10%가량 높다는 뜻이다. 위의 回歸式에서 다른 係數도 이상과 같은 식으로 解析하면 된다.

이들 회귀방정식에 들어있는 內生變數들은 假變數 (dummy variables) 이기 때문에 그 變數가 어떤 값을 갖느냐에 따라 變散誤差 (error variance) 다르다. 즉 heteroscedastic 이다. 그러므로 回歸係數를 그 標準誤差로 나눠서 구하는 t 값은 해석에 혼란을 일으킨다. 또 추정된 회귀방정식에 의하여 계산되는 종속변수의 추정치가 1보다 크거나 0보다 작을 가능성도 있다. 실제로 이같이 엉뚱한 결과는 結婚前 就業經驗에 관한 回歸式에서도 나타나는데 20세 되는 婦인으로서 都市에서 小學校를 다니고 結婚할 당시까지 줄곧 都市에서 살았다면 이 婦인이 결혼하기 전에 職業을 가질 확률은 1.09가 된다.

그 밑에 깔려 있는 代數學的 原理 때문에 間接的인 因果 影響과 관계되는 차후의 모든 計算에서도 위에서 추정한 것과 같은 構造方程式을 계속 使用할 것이다. 그렇기는 하지만 이들 回歸式을 다른 方法으로 推定해 보는 것도 試圖해봄직하다. 그래서 필자는 위에서 이미 最小自乘法으로 推定한 線型確率函數에 相應하는 logit 回歸方程式을 最大法 (maximum likely hood method) 으로 推定하였는데 그 결과가 表. 4이다. 여기서 각 係數의 부호 (방향)이나 統計的 有意性에서 이미 얻은 결과와 합치되는 것을 알 수 있다. 또 두가지 方法으로 推定된 回歸式을 比較해 보면, 앞에서 처럼 그렇게 완전하지는 않지만 回歸係數의 크기의 順位에서 상

Table 4. Logit Regressions for Work Experience Before Marriage,
Type of Marriage, and Patrilocality of Residence After Marriage,
for Married Japanese Women of Childbearing Age, 1981

Independent Variables	Dependent Variables		
	Work Experience Before Marriage	Type of Marriage	Patrilocality of Residence After Marriage
	COEFFICIENTS		
Intercept	4.4479	-1.4679	-1.3986
Urban experience (=U)	.42927	-.34663	-.38969
Age of wife (=Y)	-.09682	.05273	.02993
Work experience before marriage (=J)	--	-.52929	-.18097
Type of marriage (=M)	--	--	.46104
	STANDARD ERRORS		
Intercept	.27734	.24227	.25225
Urban experience (=U)	.05125	.04380	.04532
Age of wife (=Y)	.00678	.00559	.00582
Work experience before marriage (=J)	--	.09282	.09500
Type of marriage (=M)	--	--	.08100

당한 一貫性을 보여주고 있다. 일반적으로 logit 回歸分析은 線型確率函數의 회귀분석으로부터 끌어내는 主要 結論을 修正할만한 아무런 根據를 마련해 주지 못한다. 나아가서 logit 回歸方程式의 係數는 線型確率函數에서 처럼 百分率 혹은 確率上의 差異를 해석할 수 없다는 點을 명심해야 한다. logit 回歸方程式에서 回歸係數는 (Log Odd)의 差異를 의미한다.

IV. 子女觀：理想 希望 및 數

우리들의 模型에서 다음 段階의 內生變數는 理想子女數, 希望子女數 및 出生子女數로 이뤄다. 이 變數들은 하나같이 이미 살펴본 外生 및 內生變數들에 대해 因果的으로 뒤엎 오는 것으로 간주해도 문제가 되지 않는다. 이번에도 因果關係의 順位는 時間的 發生順序에 의해 결정된다. 理想子女數의 希望子女數는 앞에서 다루진 外生 및 內生 變數의 값이 결정된 후의 生涯週期 시점에서 測定되는 것 들이다. 結婚하기 전에 非嫡生 子女를 둔다거나 家族形成 過程에 들어선 후에 學校로 돌아가는 경우를 제외한다면 모든 出生은 위에서 이미 얘기된 變數의 값이 결정된 후에 일어난다. (이런 점에서 부인의 나이가 1981에서 부인의 出生年도를 뺀 값이라는 됴에 착안하는 것이 도움이 될 것이다. 이 점이 바로 부인의 나이를 Y 라는 기호로 사용해온 이유다.

理想子女數, 希望子女數, 出生子女數를 한 덩어리로 보고 앞에서 이미 소개된 變數들에 대한 因果關係上的 位置를 定하는 것은 아주 쉽지만, 이 變數를 定하는 因果關係의 順位를 定하려 하면 사정이 전혀 달라진다. 問題의 根源은 理想子女數와 希望子女數가 同一한 時點에서 調査되었고, 또 이 두지 變數가 모두 열정수의 자녀를 出生한 후에 調査되었다는 데 있다. 이들 變數 間의 因果關係를 가려내는 것이 至難한 일이기도 하나 調査(測定)의 시점과 方法이 일단 定해진 이상, 그 變數들을 因果的으로 생각하는 것은 어렵지 않다고 믿는다.

여기서 理想子女數라고 불리우는 變數는 한 부인의 社會的 價値의 認識, 즉 應答者가 典型的인 日本人 夫婦에게 理想的이라고 알고 있는 子女의 數다. 우리는 한 여자가 자신의 가족에게 理想的이라 보거나 願하는 子女數란 보다 광범한 社會的 價値에 대한 그 부인의 認識에서 派生한 것에 불과하다고 주장할 수 있다. 우선 한가지 예를 들면, 사람들이 몇명의 자녀를 두는가 또 몇명 적당한가에 대한 개념은 보통 대부분의 부인들이 자기는 몇명의 자녀를 두어야겠다고 생각을 굳히기 훨씬 전에 形成된다. 즉 이러한 概念들은 자신을 몇명의 형제자매를 두고

있는가 같은 또래나 소꿉친구는 형이 몇이고 동생이 몇인가 하는 등에 대한 지식에 의하여 형성된다.

따라서 우리들은 理想子女數가 婦人 개인의 希望子女數보다 因果的으로 發生하는 것으로 看做할 수 있다. 더구나 日本처럼 近代化된 社會에서는 避妊法을 누구나 쉽게 求得할 수 있기 때문에 夫婦들 대부분이 실질적으로 자기들의 원하는 바 자녀수를 實現시킬 수 있는 단계에 와있다. 결과적으로 先進社會에서는 避妊法이 널리 普及되어 있어서, 최소한 개념적으로 出生子女數는 希望子女數에 因果的으로 從屬되어 있다고 看做해도 무리는 아닌 듯 하다.

因果關係에서 問題되는 것은 이제 어떤 變數인가 아니고 그 變數를 어떻게 測定(調查)하느냐는 점이다. 이미 몇명의 子女를 둔 婦인의 希望子女數보다는 子女 出產이 시작될 당시의 希望子女數, 심지어 그 이전의 希望子女數를 알기 원하는 사람이 있을런지 모른다. 그러나 여기서는 理想子女數, 希望子女數를 한 時點에서 調査하였고, 이 두가지 變數는 한 婦인이 子女出產을 통한 家族形成 過程에 들어선 후 혹은 최소한 그런 機會를 갖게된 후에 調査되었다. 만약 家族形成 過程에 들어가기 전에 理想子女數와 希望子女數를 調査할 수 있었고 또 이것들이 각각 社會的 價値의 安定된 認識과 自身の 個人的 希望을 피력한 것임을 보여 줄 수 있다면 因果關係의 흐름이 理想子女數→希望子女數→實際子女數로 움직인다고 主張할 수 있을 것이다. 이런 數의 證據를 제시할 수 없는 상태에서 할 수 있는 최선의 것은 몇가지 因果關係上的 假定을 導入하고 이것들의 意味를 자세히 설명하는 것이다. 이것이 바로 이 연구에서 시도하는 바다.

여기서는 理想子女數, 希望子女數 및 出生子女數 間에 성립된다고 믿어지는 概念的인 因果連結을 既定의 事實로 받아들였다. 그러나 資料를 分析하기 시작할 당초부터 이렇게 하고자 했던 것은 아니었다. 因果關係의 메카리즘이 달리 이뤄진다고 볼 수 없기 때문에 理想子女數는 希望子女數보다 因果的으로 先行한다는 것을 自明한 사실로 인정하는 것이다. 여기서 처럼 理想子女數에 대한 觀念이 安定되어있는 동시에 時間的으로 한 여자가 어떤 家庭을 이룰까 생각해보기에 앞서서 形

成된다고 假定한다면 原因—結果의 흐름이 理想子女數로부터 希望子女數로 行된다고 할 수 밖에 없다. 물론 이 變數의 값들이 동시에 결정된다고 주장할 수도 있다. 그러나 이것이 사실이라면 위의 두가지 變數는 필시 한가지 平均値를 中心으로 일종의 安定狀態(equilibrium) 혹은 類似安定狀態(Pseudo- equilibrium) 를 維持해야 할 것이다. 이 두 變數의 平均値가 서로 다르다는 것은 表.1과 表.2가 분명하게 보여주고 있다. 만일 일본 夫婦들 間에 因果關係의 흐름이 希望子女數→理想子女數로 된다면 婦人들은 自身에게 理想的이라고 생각하는 것을 다른 사람들에 投射한다는 얘기가 된다. 즉 내게 理想的이므로 다른 사람에게도 理想的일 것으로 여긴다는 말이다. 만약 이렇게 된다면 두 變數의 平均은 본질상 일치하여야 할 것이다. 그러나 因果關係의 흐름이 理想子女數→希望子女數→社會的 價値→個人的 希望으로 된다면 希望子女數가 理想子女數와 동일하거나 거의 일치해야 할 특별한 이유가 없다. 실제로 본 資料는 기대했던 대로 결과를 보여줬다. 理想子女數는 社會的 價値이고 그러므로 상당 기간 安定되어 있을 것이며 大家族 選好라는 傳通的 信念을 보다 잘 反映해 줄 것이다. 그러나 이같은 理想을 알고서도 現代的인 婦人들은 自己들에게는 맞지 않는다고 주장할 수 있고 社會的으로 요구되는 것보다 많거나 적게 子女數를 원하는대로 정할 수 있다. 그렇다면 希望子女數의 變化幅은 理想子女數의 그것보다 커야 할 것이고, 실제 그렇다.

위에서 제시한 이유들을 根據로, 調査標에서는 비록 希望子女數를 묻는 問項이 理想子女數를 묻는 問項 앞에 나오기는 하지만, 原因—結果의 方面은 理想子女數→希望子女數로 지워진다고 주장할 수 있다. (이 두 質問項目은 調査標 안에서 아주 멀리 떨어져 있다.

希望子女數에 관한 문항은 첫째 질문중 하나이었고 이상자녀수를 묻는 문항은 맨 마지막 부분에 들어 있으므로 한 質問의 다른 質問에 대한 영향은 무시해도 좋을 정도다) 그러나 주어진 調査方法으로는 希望子女數가 因果的으로 出生子女數에 先行한다고 주장할 수는 없다. 개념상으로는 그렇게 할 수 있겠지만 希望하는 바가 現實로 나타난 후에 調査된다면 최소한 부분적으로라도 부인의 실제 出產經

驗만을 나타낼 수 있다. 많은 부인을 특히 일본처럼 近代化된 社會에 사는 부인들은 自身이 원하는 바를 실현하는 쪽으로 행동하리라는 데 의심의 여지가 없다. 그러나 그들이 실수로 너무 많은 子女를 두는 경우도 있을 것이고 실제로 원하는 만큼의 子女를 두기도 전에 不妊狀態나 이와 유사한 상태에 들어가기도 할 것이다. 이와 같은 예 때문에 希望子女數는 이미 家族形成 過程에 들어간 후에 調査되면 어쩔수 없이 상당한 정도로 부인의 실제 出產子女數를 나타내게 된다.

이상의 이유로써 제 16회 마이니찌調査에서 처럼 한다면 希望子女數와 出產子女數가 同時에 決定된다고 主張할 수 있게 되었다. 그러나 二段階 最小自乘法을 사용하여 希望子女數를 나타내는 關係式에서 出生子女數의 回歸係數를 推定하려는 노력은 수포로 돌아갔다.

최소한 본 分析模型에 들어있는 變數로서는 아예 제 2 단계 분석에 사용할 出生子女數의 만족스런 代替變數를 구성하는 것부터 불가능 하였다. 이 실패는, 강조하거나, 어떻게 希望子女數와 出產子女數를 어떻게 模型에 포함시키느냐에 대한 기본적인 發想이 잘못되었다는 것을 意味하지는 않는다. 다만 現在의 資料와 變數로서는 그렇게 할 수 없다는 것일 뿐이다. 그러므로 分析模型에 많은 變數를 넣으면 이 점에의 크게 도움이 되겠지만 현재 고려되고 있는 變數間의 상호관련성을 더 잘 파악하고자 하려는 것이다.

希望子女數를 나타내는 回歸式에서 만족할만한 出生子女數의 係數를 구할 수 없다는 점에 비쳐, 편의상 좀 더 단순한 概念模型과 평범한 最小自乘法으로 돌아간다. 그러므로 여기서 現想子女數는 마치 因果的으로 希望子女數에 先行하고 이 두가지는 出生子女數에 先行것과 같은 模型을 세우게 된다. 이같이 因果順位를 부여할 때 아주 강한 因果的 假定, 즉 婦人들은 價値觀이나 理想보다는 自身들의 希望에 따라서만 行動한다는 前提—을 하는 셈이다. 따라서 이상자녀수는 출생자녀수에 직접적인 영향을 주지 않는다는 것이다. 이같은 理論에 따르면 社會的 價値와 이의 認識은 단지 個人的인 希望이나 目標에 영향을 미침으로서 個人的 行動에 영향을 미친다는 것이다.

최소한 理想子女數와 希望子女數에 관한 한 달리 어떻게 설명할 도리가 없다. 예를 들어 社會的 價値의 認識으로서의 理想子女數가 出產行動에 직접적으로 영향을 미치고 그 후에야 希望을 考慮한다고 생각해 보자. 이것은 이미 婦人의 理想子女數가 希望子女數에 직접적으로 영향을 미쳤으므로 다음 두가지 중 하나를 의미하겠 될 것이다. (1) 婦人들이 원하는 子女數를 정할 때 社會 規範 과 價値가 지닌 重要性을 과소평가하였다가 나중에 이 과오를 깨닫고 行動을 수정한 다거나 (2) 婦人들이 意識的으로 이미 社會的 價値로서 자리를 굳혀가는 자신의 希望에 反하여 行動하는 것이다. 전자의 경우는 말이 되지 않는다. 특히 家族形成이 시작되기 전이 아니고 사실로 나타난 후에 希望子女數가 調査될 때는 더욱 그렇다. 후자의 경우는 人間의 合理的 思考能力을 전적으로 부인하는 것이다. 물론 한 부인이 目標한 子女數나 希望을 이루지 못하도록 하는 많은 要因들이 있다. 그러나 社會的 價値는 적절한 行動方針을 決定할 때 이미 그 영향력을 발휘하였으므로 出生子女數를 결정하는 요인 중에 들어가지 않는다. 결론적으로, 理想子女數는 出生子女數에 대해 직접적인 영향력을 미치지 않으며 希望子女數의 결정에 영향을 미치는 것을 통해 간접적으로 出生子女數 결정에 영향을 미친다.

위에 開陳한 理想子女數, 希望子女數, 出生子女數 間 關係의 性格에 관한 理論은 요컨데 이 세가지 變數가 單純한 因果의 고리(causal chain)으로 맺어져 있다는 결론으로 인도한다. 만약 그렇다면 理想子女數(F) — 希望子女數(D) 단 相關係數와 希望子女數(D) — 出生子女數(C) 間 相關係數의 곱은 理想子女數(F) — 出生子女數(C) 間 相關係數와 一致하게 될 것이다. 실로 놀랍게도 — 자료를 검토하기 전에 이같은 이론을 세웠었다 — $r_{FD}r_{DC} = (.3786)(.4044) = .1527$ 은 $r_{F.C}$ 와 놀라우리만큼 近接하고 있다. 實際的으로는 測定誤差의 특수한 構造를 안다면 이같은 단순계산을 넘어 한 단계 더 깊이 들어가 볼 수 있다. 우선 理想子女數, 希望子女數, 出生子女數의 참값(F_T, D_T, G_T)와 측정치(F_M, D_M, C_M)을 區分하기로 하자.

그리고 다음과 같은 모형을 검토해 보자. (1) 變數의 참값들은 단순한 인과의 고

리로 연결되었고, (2) 理想子女數와 希望子女數는 동일한 (a) 正確度 (accuracy) 과 確率誤差 (random error) 를 가지고 調性 (測定) 되었으며 (3) 出生子女數는 아무런 誤差없이 調査되었다. ($C_T = C_M = C$) 이상의 가정과 經路分析의 基礎的 定理 (basic theorem) (Wright, 1921; Duncan 1966) 을 가지고 다음과 같은 關係式이 성립함은 어렵지 않게 보여 줄 수 있다.

$$(r_{F_M F_T})(r_{F_T D_T})(r_{D_T C}) = r_{F_M C} = .1942,$$

$$(r_{F_M F_T})(r_{F_T D_T})(r_{D_T D_M}) = r_{F_M D_M} = .3786,$$

$$\text{또 } (r_{D_T D_M})(r_{D_T C}) = r_{D_M C} = .4033.$$

($r_{D_T D_M}$) ($r_{D_M D_T}$) = $r_{D_M D_T}$ 라고 가정하였으므로 이를 式으로부터 쉽게 $r_{F_M F_D} = r_{D_M D_T} = .8867$ 이고 $r_{F_T D_T} = .4548$ 인 것을 얻을 수 있다.

따라서 現在의 資料는 理想子女數, 希望子女數, 出生子女數가 서로 단순한 因果의 고리로 맺어져 있다는 견해와 一致하지만 특정한 측정오차 때문에 그렇게 나타날 가능성이 있다. 나아가서, $r_{F_M F_T} = r_{D_M D_T} = .8867$ 은 理想子女數와 希望子女數의 信賴度를 나타내는 信賴係數 (reliability) 의 自乘根으로 해석할 수 있다. 出生 자녀수가 아무런 誤差없이 調査된 것으로 가정하였기 때문에 실제 信賴度는 $(.8867)^2 = .79$ 보다 약간 높을 것이다. 이것은 이런 種類의 變數에 있어서 더할나위 없이 좋은 느낌을 준다. 이제 주어진 資料가 이상자녀수는 希望자녀수만을 통해 出生자녀수에 영향을 미친다는 점과 맞아들어간다는 것을 기억하고 理想子女數, 希望子女數, 出生子女數의 構造方程式으로 돌아가기로 한다.

V. 理想子女數

지금까지 우리들은 理想的인 子女數를 社會的 價値의 認識으로 보아왔다. 아마 社會的 價値의 가장 중요한 특성중 하나는 그 社會에 살고 있는 成員 一個人이런 集團이런－들에 널리 共有되어 있다는 점일 것이다. 따라서 社會的 價値의 認識에 있어 同一한 社會 內에서는 個人間 體系의인 (systematic) 變化를 크게 기대할 수 없다. 그럼에도 불구하고 社會的 價値가 매스 미디어를 통해 거의 사회 전체에 전달되고 교육을 통해 내면화되는 현대 사회에 있어서 까지도, 社會的 價値 그 自體가 아니고 그에 대한 認識이 集團間 혹은 個人間 약간의 變差를 나타낸다. 日本과 같이 매우 價値同質的 社會에서 한 個人이 지닌 가치관이나 보편적인 가치의 認識에 영향을 미치는 주요 요인으로 개인의 경험과, 價値의 社會化를 遂行하는 主體에 어떻게 노출되는가 하는 것을 들 수 있다. 지금까지 論議된 모든 變數를 一都市經驗, 教育水準, 年齡－다른 말로 하여 社會化的 期間－, 職場生活經驗, 結婚形態등은 價値分化 및 社會的 價値 認識上的 差를 나타내게 할 수 있는 軸들이다. 그 差異가 微細하기는 하지만 存在하기 마련이다. 價値觀은 변하지만 아주 느리게 變化한다. 보통 이 變化는 엘리트에서 시작하여 大衆으로 퍼져간다. Edward Shils(1975)의 말을 쓴다면 中樞 (centre)에서 末梢 (periphery)로 번져간다. 日本의 最近 人口轉換을 볼 때 理想子女數가 2子女 혹은 3子女로 떨어져 온 것은 누구나 짐작할 수 있는 大勢다. 이 人口轉換의 大勢는 이미 그 完結 段階에 이르렀다고는 하나, 表:1에서 볼 수 있는 것처럼 理想子女數의 希望子女數 간에 상당한 차이가 常存하고 있다는 점에 비쳐볼 때 반드시 그런 것만은 아닌 듯하다. 이상 여러가지 점을 고려하여 애초에 理想子女數를 나타내는 式에, 子女數에 관한 가치관의 變化 (Variation)의 축이 될만한 모든 변수를－그것이 內生變數든 外生變數든－을 다 포함시켰다. 물론 希望子女數와 出生子女數는 여기에 포함시키지 않았다. 이와같이 해서 回歸式을 推定했을 때 놀라우리만큼 만족스러운 결과를 얻었다. 즉 結婚形態를 제외하면 모든 變數들이 統計的으로 有意한

係數를 보여주었다. 結婚形態를 빼고 나머지 變數들에 理想子女數를 적합시키면 다음과 같다.

$$\hat{F} = 2.6711 - .05303 (U) - .2847 (E_H) - .03302 (E_w) \\ + .00404 (Y) + .6999 (j) + .05184 (R)$$

(.0760)
(.01316)
(.01351)
(.01868)

(.00167)
(.02750)
(.02369)

이 式에서 괄호안에 숫자는 각 回歸係數의 標準誤差들이다. 夫人의 教育을 빼면 (教育도 .5% 水準의 單側檢證에서 有意한다) 모든 回歸係數들이 各 標準誤差의 2 倍를 넘고 있다.

위의 回歸式이 갖는 決定係數 (co-efficient of determination) 은 고작 .028 에 不過하여 現代 日本 社會에서는 家族數에 關한 價値觀이 集團間에 事實상 別 차이가 없다는 것을 말해주고 있다. 이 결과는 물론 여기에서 처럼 조사된 理想子女數는 社會的 價値의 認識으로 받아들여져야 한다는 우리들의 견해와 꼭 맞아 떨어진다. 理想子女數에 나타난 個人差의 극히 一部分이 위의 回歸式으로 설명될수 있다는 점으로 미루어 日本의 人口轉換과 함께 해온 子女數에 關한 價値觀의 變化가 이제는 事實상 거의 끝나버린 것을 알 수 있다. 回歸式에 나타난 各 變數의 係數들은 그러므로 大多數의 日本夫婦들에 의해 나타난 결과라기 보다 아직도 變化가 다 끝나지 않은 사회 일각의 部分的現象이 가져다 준 결과라 본다.

理想子女數를 나타내는 回歸式에 들어있는 各 係數의 符號는 단 하나의 예외를 빼면 期待했던대로다. 理想子女數는 나이가 젊고 教育을 많이 받고 都市生活 經驗이 있는 婦人들 간에 약간 낮은 것으로 나타났는데 이는 價値觀의 變化가 中樞에서 末梢로 파악될 때 나타날 樣狀 바로 그것이다. 男便의 教育 역시 回歸式에 들어갔는데 그 차지하는 비중과 엇비슷하다. 이는 다음 두가지 현상의 指標로 생각해 볼 수 있을 것이다. 첫째 夫婦들이 共同으로 集團的 價値觀을 受容하는 현상이고 둘째 아주 基本的인 價値까지도 남편들이 婦人들의 見解를 支配하고 있는

현상이다. 結婚前就業 經驗의 回歸係數가 陽의 符號를 가지고 있는데 이것은 결혼 전에 직장생활을 한 부인들이 결혼전 직장생활의 경험이 없는 부인들에 비하여 더 많은 理想子女數를 表明하고 있다는 것을 의미한다. 이례적으로 보이는 이 현상은 아마 다음 두가지 假說로 說明될 수 있을 것이다. 첫째는 婚前就業 女性の 個人接觸과 關聯된 것이다. 理想子女數가 꾸준히 떨어져 왔지만 이 變化의 일부는 小子女觀을 가진 새로운 世代가 들어오게 됨으로 말미암은 것이다. 나이 많은 사람들은 젊은 사람들 보다 다소 높은 理想子女數의 觀念을 갖게 되는데, 結婚前에 職場生活을 하는 女子들은 의례히 나이 많은 婦人들과 接觸하게 될 것이므로 이들을 통해서 자기와 혈연적으로 아무런 관계가 없는 다른 부인들(나이 많은)의 觀點을 모르는 사이에 受容하게 될 가능성이 커진다는 것이다. 다른 또 하나의 假說은 婚前就業 婦人들이 戰後出產力 低下로 말미암은 젊은 勞動力의 相對的 縮小가 초래한 否定的 測面을 認識하였으리라는 것에 관한 것이다.

結婚前에 就業한 婦人들은 보다 直接的으로 從的社會移動의 減小가 빚어낸 여러 가지 바람직하지 못한 점을 目睹하고 더 많은 理想子女數를 選好하게 되었으리라는 것이다.

VI. 希望子女數

理想子女數가 希望子女數의 回歸式에 (어떤 식으로) 들어가야 한다는 점에 대해서는 앞에서 이미 얘기되었다. 이 외에 希望子女數의 式에 어떤 變數를 넣어야 할 것인가 決定하기 爲해서는 또 다른 強力한 因果上의 假定을 세우게 되는데, 婦人들의 社會 人口學的 特性이 願하는 子女數의 決定에 直接的으로 影響을 미치지 않으리라는 점이다. 즉 나이, 教育, 都市經驗, 婚前就業 經驗, 結婚形態와 같은 變數들의 影響力은 理想子女數의 決定에 影響을 주는 것으로 消盡된다. 나이에 나타난 한 여자의 成長時期, 教育, 環境, 就業經驗 등은 基本的인 價値觀이 認識되고 學習되는 場을 特徵지운다. 그러나 일단 價値觀이 形成되면 價値觀-價値觀의 學習과 認識에 影響을 미치는 것이 아니다-는 個人的인 所望과 願望의 主된 源泉을 마련한다. 따라서 希望子女數가 一次的으로 理想子女數에 從屬되고, 理想子女數는 위에서 살핀 것과 같이 社會的 人口學的 特性의 影響을 받게 된다. 希望子女數의 回歸式에 추가로 들어가는 다른 한 變數는 結婚後 媧家居住 與否와 한 女子의 價値觀과 希望은 확실히 結婚生活에 들어가기 전까지 거의 完全히 모양을 갖추게 된다. 그러나 시부모와 同居한 경우에는 사정이 약간 달라진다. 시부모와의 日常的인 相互作用은 한 婦人의 價値觀과 希望이 近親들의 價値觀, 希望과 同和하거나 갈등을 겪으면서 強化, 弱화 심지어 變更되기도 할 것이다. 따라서 結婚後 媧家居住를 希望子女數의 回歸式에 포함시켰다. 이 媧家居住는 물론 陽의 係數를 가져야 한다. 왜냐하면 媧家居住는 多子女 價値觀을 견지하는 傳統的인 家族의 一員이 되는 것을 意味할 때가 많기 때문이다.

以上 설명을 기초로 希望子女數의 回歸方程式을 두가지 獨立變數에 적합시키면 다음과 같다.

$$\hat{D} = 1.1571 + .10672 (R) + .48369 (F) \\ (.0672) (.02789) (.02208)$$

이 式에서 各 係數의 標準誤差는 바로 밑의 괄호 안에 표시되어 있다. 이 식에

서 두개 變數 모두 回歸係數는 各各의 相對誤差의 수 倍가 되는 것을 볼 수 있다. 즉 希望子女數에 영향을 주리라 생각되었다. 두 變數는 期待했던 식으로 영향을 주고 있다. 다른 變數를 이식에 넣어야 하지 않겠느냐에 대해서는 물론 의문의 여지가 있다. 이 점에 대해서는 模型을 評價할 때 解答를 줄 수 있을 것이다. 이 回歸方程式에 딸린 決定係數는 .1476 이다.

VII. 出生子女數

한 여자의 社會·人口學的 特性은 理想子女數에 영향을 미치는 것을 통해서만 간접적으로 希望子女數에 영향을 미치는 동시에 그 여자가 자신의 目標한 子女數를 실현시키느냐 그렇지 못하느냐를 결정지우는 重要한 要因이 된다. 지금까지 다른 모든 變數들은 理想子女數-이는 希望子女數에 영향을 미치는 것을 통해서만 간접적으로 出生子女數에 영향을 미친다고 본다-를 제외하면 出生子女數의 回歸方程式의 參與할 수 있는 健全한 후보들이다. 많은 變數들이 들어가기 때문에 經濟的인 (parsimonious) 模型設計가 말할 수는 없다. 그러나 한가지 變數나 몇가지 變數의 組合이 婦人의 出產力을 결정하게 되는 경우란 찾아보기 힘들다. 오히려 수 많은 社會的 人口學的 要因들이 個人의 出產力에 약간의 영향을 미칠 뿐이고, 이것들이 누적되어 集團間的 相當한 차이를 일으키게 한다. 理想子女數를 제외하고 위에서 논의된 內生 및 外生變數 全部를 포함시켜 出生子女數의 回歸方程式을 꾸며 보면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \hat{C} = & .46850 (D) + .05959 (R) + .04890 (M) - .15115 (J) - .05573 (U) \\ & (.01894) \quad (.03179) \quad (.03102) \quad (.03711) \quad (.01768) \\ & + .04046 (E_H) - .06444 (E_W) + .03158 (Y) - .11595 \\ & (.01799) \quad (.02489) \quad (.00226) \quad (.11078) \end{aligned}$$

여기서 각 回歸係數 아래 있는 괄호안의 숫자는 그 係數의 標本誤差다. 이 回歸方程式의 決定係數는 .2760 으로서 先進國 個人水準 出產力의 決定係數로서 아주 健全한 편이다. 이 결과가 보여주는 것처럼 마지막 常數項을 除外하고 모든 係數들은 標準誤差의 1.5 배를 넘는다. 結婚形態와 結婚後 시가거주를 빼면 모든 變數의 回歸係數가 標準誤差의 2 배를 넘는다. 그러나 이 두 變數들도 有意水準을 무리하게 늘리지 않고도 0 이라는 零假說을 기각할 수 있다. 즉 전자의 경우 10% 수준에서 후자의 경우 5% 수준에서 單側檢證이 有意하다는 것을 말해준다.

出生子女數의 回歸方程式에서 나타난 결과는 다른 研究에서 유사한 변수를 가진 자료를 분석하여 얻은 결과나 差異出產力에 관한 一般理論과 예외없이 맞아들어가

고 있다. 첫째 希望子女數의 변화는 實際 出生子女數에 대단히 큰 영향을 준다. 즉 한명의 子女를 더 원할때 반명 정도 실제 자녀수를 더 갖게 된다. 뿐만 아니라 모든 상례적인 差異出産力이 日本에도 尙存한다. 教育을 많이 받으며 都市背境에서 자라나고 結婚前 일한 經驗이 있으며 自由結婚을 하여 따로 세 살림을 꾸민 日本 婦人들은 教育水準이 낮고 農村出身으로서 결혼전에 일한 경험이 없으며 中媒結婚을 하여 결혼후 시가에 居住하는 부인들 보다 적은 子女를 두고 있다. 男便의 教育과 年齡, 그리고 希望子女數를 統制하면 이 두 集團 間的 純 差異는 .5명을 넘게 되는데 平均子女數가 2.5명밖에 되지 않는 社會에서 이 숫자는 매우 크다.

男便의 教育 역시 出生子女數를 나타내는 回歸式에 들어가는데 이 回歸式에서 보여주는 출산력에의 영향을 부인 자신의 教育이 갖는 영향의 3분의 2 가량 된다. 사실상 남편의 教育-부인의 教育간 차이의 標準誤差는 .03817로서 두 係數간 차이보다 오히려 크다. 따라서 이 자료를 통해서 볼 때 현대 日本社會에서 男便의 教育水準이 出産力에 미치는 영향과 婦人の 教育水準에 미치는 영향이 같다는 零假說을 기각할 수 없다. 이는 물론 一般的으로 널리 받아들여지고 있는 日本社會에 있어서 男性의 優位現象과 條理가 닿는다.

出生子女數의 推定式에서 婦人年齡의 回歸係數는 .03158로서 이 숫자는 婦人自身들의 再生産 期間 중 期待할 수 있는 바를 잘 要約해 준다. 出生子女數의 推定式에서 다른 모든 變數가 平均값을 取한다면 年齡과 子女出産 間에는 다음과 같은 關係式이 成立된다.

$$\hat{C} = .03158 (Y) + .83105$$

이 式을 문자대로 해석한다면 일본 부인들은 만 사정이 동일하다면 그 자신들이 태어날때 이미 약 0.8명의 자녀를 가지게 되는 꼴이 된다. 이 分析에서 使用하고 있는 標本에서 가장 나이가 어린 婦人は 20세이므로 만약 한 여자가 20세까지 살고 이 기간중에 결혼을 하였다면 (이 關係式에 의하여) 이 여자는 $(20)(.03158) = .6316$ 혹은 0.6명의 자녀를 더 두게 되어 결국 $(.83106) + (.6316) \approx 1.5$ 명의 자녀를 둔다는 얘기가 된다. 다시 이 여자가 再生産期를 끝

널 때까지 약 30년간 $(30)(.03158) = .9474$ 명의 자녀를 더 얻게되며 이 여자가 자녀출산을 끝낼 즈음 그 딸이 再生産에 들어가게 된다. 따라서, 橫斷面的인 回歸方程式 (cross-sectional regression)의 結果를 코호트의 生涯週期上的 時間的 변화로 해석한다면 일본의 有配偶 婦人은 再生産期를 마칠 때까지 약 2.5 명의 자녀를 갖게되는 셈이다. 이 숫자는 表. 2의 平均值와 거의 정확하게 맞아 떨어진다.

VIII. 人工妊娠中絶 및 그에 대한 態度

제 2 차 世界大戰 以前에 日本의 人工妊娠中絶에 대한 公式的인 態度는 실로 매우 엄격했다. 알려지지 않은 수의 非合法的인 妊娠中絶이 행해졌고 동시에 당시 發効中이던 國民優生法에서 許容되는 극소수의 妊娠中絶이 合法的으로 행해졌다. 그러나 이같은 사정은 1948年 優生保護法이 實施됨에 따라 완전히 뒤바뀌게 되었다. 이 優生保護法은 妊娠中絶에 對한 政府의 立場이 어떻게 달라졌는지 잘 代辯해 준다. 新法에 의하면 妊娠中絶은 強姦, 遺傳病의 경우와 妊娠이 母의 건강에 심각한 위험이 될 때 合法的으로 이뤄질 수 있게 되었다. 이 법은 1949年에 經濟的인 이유로 임신중절을 할 수 있도록 더욱 寬大해 졌다. 당초에는 立會醫師가 人工妊娠中絶이 행해지기 전에 關係當局의 地方委員會에 公式的인 재가를 얻기 위해 신청하도록 되어 있었으나 1952年에는 더욱 自由化되어 醫師가 전적으로 人工妊娠中絶의 妥當性 여부나 合法性 여부를 결정할 수 있게 되었다 (Muramatsu, 1976, p.67 이하를 볼 것).

優生保護法이 通過된 후 보고된 妊娠中絶數가 갑자기 늘어났다. 1949年에 25만 미만이었던 것이 1953年에는 100만을 넘어서게 되었다. 報告된 妊娠中絶의 數가 그 絶頂에 이른 것은 1955年이었는데 그 수가 120만에 육박하였으나 그후 점점 줄어들어 최근에는 약 60만 선까지 떨어졌다. (Muramatsu, 1976, 表 29 p.69를 볼 것) 橫斷面的인 調査結果에서 婦人들의 人工妊娠中絶에 관련되는 要因들을 理解하려면 妊娠中絶에 대한 당국의 公式的 態度와 그 立法化 過程과 아울러 總量的인 變動에 주의를 기울이지 않으면 안된다.

變化하는 人工妊娠中絶의 合法的인 利用可能性과 自由로는 接近可能性은 年齡-妊娠中絶 間, 年齡-妊娠中絶態度 間의 關係를 理解하는데 특히 중요하다. 우리들이 사용하고 있는 標本 中 高齡層은 나이가 50에 가깝다. 그들은 妊娠中絶에 대한 公式的 態度가 否定的이고 이에 관한 政策 역시 고도로 制限的이었던 時期에 태어나서 자라났다. 즉 婦人들이 子女出産과 結婚에 대한 태도와 기대를 형성하던 당시

의 일반적인 분위기는 명백하게 反妊娠中絶的이었다. 이와 대조적으로 본조사 응답자중 젊은 부인들은 이제 막 子女出産을 시작하려는 중에 있는데 政府政策이 自由化되어 妊娠中絶이 合法化되고 원하면 언제든지 妊娠中絶을 받을 수 있으며 실제로 많은 부인들이 원하지 않는 妊娠을 中絶로 끝내버리는 그런 시기에 자라났다. 이같이 세대간에 서로 다른 人生 經驗을 가지고 있다는 것은 年齡과 妊娠中絶에 대한 태도는 逆相關關係, 즉 나이 많은 사람은 젊은 사람들에 비해 妊娠中絶에 덜 호의적일 것이라는 점을 시사해 준다.

본 조사 응답자중 나이 많은 부인들은 妊娠中絶을 받기가 매우 어렵고 政府가 이를 억제하던 시기에 자라났지만, 정부가 입장을 바꾸고 妊娠中絶이 합법화되어 공공연하게 행하여 지는 바로 그 시기에 자녀출산을 시작하였다. 사실상 본 조사의 나이많은 응답자들은 優生保護法이 통과된 후 妊娠中絶을 급격히 증가시킨 장본인들이다. 그들은 또한 妊娠中絶이 아주 많고 확대일로에 있는 당시에 자녀출산의 절정기를 보낸 사람들이다. 이와 반대로 본조사 응답자중 젊은 부인들은 임신중절이 감소하는 시기에 자녀출산기를 맞고 있다. 따라서 만 사정이 같다면 전체적으로 妊娠中絶에 대해 덜 호의적이 아니라는 사실에도 불구하고 나이많은 부인들은 젊은부인들보다 더 많은 人工妊娠中絶을 경험하였을 것이라고 예상된다. 물론 한 여자가 나이들어감에 따라 妊娠中絶數도 늘어날 것이고 그렇기 때문에 주어진 假說이 이상할 것이 못된다. 그러나 出産子女數를 統制하고 나서도 이 假說은 유지될 수 있다고 보는 것이다(출생자녀수를 통제한다는 것은 인공임신중절 발생의 계기를 통제한다는 것을 의미한다).

명백하게 妊娠횟수와 妊娠中絶이 陽의 相關關係를 가질 것이라는 점은 누구나 예견할 수 있다. 왜냐하면 전자는 후자가 일어날 수 있는 가능성을 결정하기 때문이다. 그러나 본 分析模型에서는 妊娠횟수가 들어있지 않다. 그래서 대신 出生子女數를 妊娠中絶數의 回歸式에 包含시켰다. 出生子女數나 年齡을 접어두고라도 다른 요인들도 한 부인의 임신중절 경험을 좌우할 가능성이 있다. 教育을 많이 받은 夫婦들은 아마 家族計劃을 성공적으로 수행해나갈 가능성이 있기 때문에 教育水準을

나타내는 指標로 妊娠中絶의 回歸式에 넣었다. 男便과 婦人の 教育을 둘 다 한꺼번에 쓸 수 있지만 日本 夫婦의 주된 避妊法인 週期法과 콘돔은 效果的인 家族計劃을 성공시키려면 남편의 적극적이고 의식적인 참여가 요청되는 고로 男便의 教育을 擇하였다. 일반적으로 子女의 價値는 都市에서보다 農村에서 더 높는데 農村에서는 子女들이 家庭의 農業生産에 勞動力을 提供하기 때문이다. 農村地域은 또 보다 傳統的이고 變化에 抵抗的이며 새로운 行動樣式을 受容하는데 消極的이다. 어떤 農村地域은 너무 멀리 떨어져 있어서 임신중절을 받을 수 있는 시설에 접근하기도 어렵고 도시에서 처럼 쉽게 구득할 수도 없다. 이런 이유에서 婦人들의 都市經驗이 妊娠中絶의 횟수와 陽의 相關關係를 가질 것이라고 豫想할 수 있다. 마지막으로 結婚形態는 傳統的 價値에 同調하는가 그렇지 않은가 하는 신호로서 다른 모든 조건이 동일하다면 中媒結婚을 한 婦人들은 다른 부인들 보다 妊娠中絶을 받을 가능성이 낮다.

위에서 설명한 變數들을 넣어 妊娠中絶回數를 나타내는 構造方程式을 세우면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \hat{B} = & .14149 (C) - .18614 (M) + .03722 (U) - .07748 (E_H) \\ & (.02003) \quad (.03709) \quad (.02090) \quad (.01767) \\ & + .02804 (Y) - .53783 \\ & (.00268) \quad (.10436) \end{aligned}$$

각 변수의 推定된 回歸係數의 標準誤差는 바로 아래 있는 괄호속에 표시되었다. 이 식을 들여다 보면 알 수 있듯이, 都市經驗을 除外하고는 모든 係數의 符號가 기대하였던 바와 같으면서 標準誤差의 2 배를 넘는다. 都市經驗 變數의 係數는 그 標準誤差의 1.25 배 가량으로서 .5 % 水準 單側檢證에서 有意한 것으로 나타났다. 現代 日本社會에서 妊娠中絶은 자녀가 많고 都市背境을 가지고 있으며 教育水準이 낮은 男子와 自由結婚한 나이 많은 부인들 중에 가장 흔히 발견된다. 그러나 이러한 要因들이 결코 엄격한 법칙에 따라 한 부인의 妊娠中絶數를 決定지우는 것은 아

니다. 위의 回歸式이 가지는 決定係數는 불과 .0908로서 妊娠中絶回數에 나타난 分散의 거의 全部가 模型에 包含되지 않은 要因들에 의한 것임을 말해주고 있다. 이러한 要因들 중에 妊娠中絶을 받을 당시 婦人의 社會 經濟的 與件은 말할 것도 없고 個人的인 趣向이나 選好 등이 큰 比重을 차지할 것이다.

妊娠中絶의 回歸式에서 婦人들의 임신중절에 대한 態度가 빠져있다. 一般的으로 人工妊娠中絶을 할 수 밖에 없는 醫學的 經濟的 이유가 없다면 人工妊娠中絶에 대해 否定的인 생각을 가지고 있는 婦人은 妊娠中絶을 받으려 하지 않을 것이다. 그러나 만일 원하지 않은 妊娠을 終結시키기 위해 人工妊娠中絶을 택하는 것이 그 婦人의 態度에 따라 좌우되기도 할 것이지만 역으로 妊娠中絶의 經驗 또한 態度에 틀림없이 영향을 줄 것이다. 여기서 흔히 그렇듯이 態度와 行動은 相互循環的으로 보인다. 즉, 막연한 태도가 장래 있을지 모르는 人工임신 중절에 대해 형성될 것이고 이는 최초의 人工임신중절의 결정에 영향을 미칠 것이며 이 경험은 새로운 태도를 형성시키며 나아가 그 다음의 人工임신중절의 결정에 영향을 줄 것이다. 주어진 자료만을 가지고는 人工妊娠中絶이나 그에 對한 態度의 相互作用을 분석할 방법이 없다. 응답자가 몇번째 妊娠中絶을 하였는지 임신중절에 대한 態度를 묻기 전에 이미 妊娠中絶은 끝나있는 상태다. 그러므로 우리들은 經驗이 態度에 어떤 影響을 끼쳤는지를 파악할 수 있는 것이지 이 兩者 간의 相互作用을 파악할 수 있는 것은 아니다.

妊娠中絶 回數를 첨가하는 것을 제외하면, 妊娠中絶에 대한 態度의 回歸模型에 들어갈 變數는 妊娠中絶 횟수에서 하였던 것과 아주 비슷하다. 앞에서 든 이유 때문에 그 係數의 符號가 陽이 아니라 陰일 것으로 예상되는 年齡이 이 回歸式에 들어간다. 出生子女數, 都市生活 經驗도 이 回歸式에 들어갈 것인데, 이들은 妊娠中絶 行爲에 영향을 주었던 것처럼 態度에도 영향을 줄 것으로 예상된다. 教育水準도 물론 態度의 回歸式에 참여하겠지만 여기서는 男便의 教育보다는 婦人의 教育을 택하였다. 왜냐하면 여기서 調査한 것은 男便의 態度가 아니고 婦人의 態度이기 때문이다. 비록 경험한 妊娠中絶 횟수는 적지만, 教育水準이 높은 婦人들의 態度는 보

다 肯定的일 것으로 期待된다.

妊娠中絶 회수의 회귀식과 그에 대한 態度的 회귀식 간에 보여주는 一次的인 差異는 態度에 대한 回歸式에 希望子女數가 들어가는 대신 結婚形態가 빠진다는 점이다. 한 부인이 妊娠中絶을 하기로 決定하는데는 주위의 여러 重要的 他人 (significant others) 즉 남편 媿父母, 親庭父母등이 介入한다. 傳統的인 中媒婚을 하였다는 것은 이와같은 중요한 타인—특히 부모—이 출산결정에 중요한 영향을 미칠 수 있다는 것을 말해준다. 그런 이유로 結婚形態를 妊娠中絶의 回歸에 포함시키는 것이 妥當한 것으로 보였다. 그러나 結婚形態의 영향력은 임신중절 경험에 영향을 주는 것으로 거의 다 소모되었다고 할 수 있으므로 妊娠中絶에 대한 態度的 回歸式에서는 별로 중요하지 않은 것 같다. 그 위에, 結婚形態는 다른 모든 조건이 同一할 때, 부인의 태도에 영향을 미치는 그런 종류의 變數라기 보다는 그 부인이 그것이 어떤 태도이든지 그 태도를 가지고 행동을 취할 것인가 말 것인가 결정하는데 영향을 미치는 그런 종류의 변수로 보인다. 妊娠中絶의 態度形式에 영향을 미칠 잠재력이 있는 변수로서 希望子女數를 들 수 있다. 많은 子女를 원하는 婦人은 妊娠中絶에 대해 덜 肯定的일 것으로 보인다. 그래서 希望子女數도 妊娠中絶 態度的 回歸式에 포함시켰다.

이상에서 이야기된 변수들을 넣어 人工妊娠中絶에 對한 態度的 回歸式을 만들면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \hat{A} &= 4.7993 + .43699 (B) + .15108 (C) - .22814 (D) \\ &\quad (.2820) \quad (.04391) \quad (.05171) \quad (.05772) \\ &+ .11327 (U) + .19597 (Ew) - .02354 (Y) \\ &\quad (.04768) \quad (.05685) \quad (.00640) \end{aligned}$$

각 변수의 回歸係數 아래 괄호안에 적힌 것은 그 回歸係數의 標準誤差다. 이 回歸式을 보면, 推定된 回歸係數 모두 그 標準誤差의 최소한 2倍를 넘고 그 符號도 놀랄만한 것이 없다. 妊娠中絶에 대해 보다 肯定的인 態度는 보다 젊고 教育水準

이 높고 都市背景을 가지고 있으며 願하는 것보다 더 많은 자녀를 두고 있고 한 번 이상 妊娠中絶을 經驗한 적이 있는 부인들 중에 많이 나타난다. 그러나 이 모든 變數들이 妊娠中絶 態度에 관련되어 있으면서도 이중 어느 것도 또 그 組合도 한 婦人의 임신중절에 대한 태도를 크게 변화도록 하지는 못하는 것으로 나타났다. 즉 이 回歸式의 決定係數는 .0504 라는 미미한 값을 넘지 못하여, 現代 日本社會에서는 한 婦人의 社會的 位置나 個人的 妊娠中絶經驗을 중심으로 하여 妊娠中絶에 대한 態度가 形成되는 것이 아니라는 점을 드러내고 있다. 사실상 妊娠中絶에 대한 態度는, 그것이 얼마나 肯定的이든 상관없이, 妊娠中絶 그 自體가 그런만큼 社會 構造나 한 부인의 社會的 經驗에 깊이 뿌리를 내리고 있지 못하다.

그 決定係數가 아주 미미한 반면 각 변수의 回歸係數가 너무나도 整然하게 나타나 있다는 사실을 바탕으로 日本 婦人들의 人工妊娠中絶에 대한 態度는 一律적으로 말할 수 없고 確率變化(random variation)을 따른다고 주장하고 싶을지 모른다. 妊娠中絶 態度가 단 한개의 문항으로 이뤄진 Likert 尺度에 대한 反應으로 測定되었다면 그런 주장에도 일리가 있다. 그러나 여기서는 여기서 사용된 妊娠中絶態度는 다소 복잡한 Guttman 尺度—아주 높은 再生可能性을 보여주었다—에 의해서 構成되었다. 日本 女性들이 妊娠中絶에 대해 集團的 思考(aggregate thinking)를 하지 않고 차근차근 조리있게 생각치 않는다면 이와같은 좋은 척도가 발견될수 없었을 것이다. 그들이 어떻게 생각하고 있는가 하는 것은 그들이 누구이며 일본 社會에서 어디에 서있는 하는 것과 별 관계가 없는 것으로 나타나고 있다.

IX. 經路分析과 模型의 評價

圖 1 에 總體模型이 經路分析圖의 形態로 提示되어 있다. 構造方程式의 論議에서 提示된 回歸係數는 물론 標準化 시키지 않은 그대로의 값이었다. 이것들은 經路分析圖에서는 화살표를 따라 標準化된 값으로 表示하게 된다. 어떤 독자들은 變數들의 方程式內 혹은 方程式間 相對的인 重要性을 가늠하기 위해서 標準化係數 혹은 經路係數를 比較하고자 할지 모른다. 그러나 이것은 아무리 잘해도 위험스러운 일이라고 믿기 때문에 독자들의 숙제로 남겨두고자 한다.

圖. 1 에 나오는 標準回歸係數 혹은 經路係數는 물론 위에서 살펴온 方程式에 나온 回歸係數와 무관하지 않다. 즉 이 經路係數는 從屬變數에 대한 獨立變數의 標準偏差의 比와 정확하게 일치한다. 다시 말해서 圖. 1 에 들어간 經路變數는 回歸係數를 獨立變數의 표준편차로 곱하고 그 결과를 從屬變數의 표준편차로 나뉘서 구한다. 外生變數들끼리 연결하는 양쪽으로 화살표가 달린 곡선에는 表. 3 에 나온 단순 相關係數가 적혀있다. 각각의 내생변수에 붙어있는 殘餘經路의 값은, 흔히 그렇듯이 그 내생변수를 나타내는 구조방정식의 결정계수를 1에서 빼고 그 값의 제곱근을 구하는 식으로 계산한 것이 아니라, 그보다 經路다이아그램이 내적인 일관성을 유지하도록 계산되었다. 그러므로 圖. 1 에 있는 殘餘經路의 값은 각 내생변수가 그 자체와 相關係數 1을 갖도록 계산되었다. (완전히 recursive 한 모형, 다시 말해서 모든 가능한 경로가 허용되도록 만든 모형에서는 殘餘經路值는 어떤 식으로 계산하든지 꼭 같지만 가능한 경로중 어떤 것은 계수가 0인 그런 모델 (overidentified model)에서는 두가지 방법에 의해 얻은 殘餘經路值가 서로 다른데 우리들의 경우가 바로 여기에 속한다.)

경로분석의 基本 定理 (Theorem)는 i 라는 변수와 j 라는 변수의 상관계수는,

$$r_{ij} = \sum_K p_{ik} r_{kj}$$

로 주어진다. 여기서 p_{ij} 는 k 변수로부터 j 변수에로의 經路를 나타내고

r_{kj} 는 k 변수와 j 변수 간에 관찰된 상관계수를 나타낸다. 또 i 변수 j 변수는 그를 자체로서 因果關係가 순서지워지지 않거나 i 변수가 인과적으로 j 변수의 종속변수가 된다. 통상적으로 P_{ik} 는 알려지지 않고 위의 기본 정리를 이용하여 알려진 r_{ij} 와 r_{kj} 로 부터 추정해 낸다. 圖. 1에서 처럼, 기본정리는 다른 목적 즉 모형을 評價 檢討하는데로 사용된다. 만약 한 모형이 완전하게 recursive 한다면 경로계수의 부호의 부호의 일관성, 그리고 그 값의 크기등을 따지는 외에는 달리 모형을 평가할 방도가 없다. 그러나 모형이 recursive 하면서도 overidentified 하여 몇몇 가능한 path가 탈락되어 있다면 基本定理를 사용하여 추정된 P_{ik} 들로부터 모형안에 들어있는 외생변수간의 상관계수, 외생변수와 내생변수간의 관련성, 내생변수간의 실제 상관계수를 재구성시킬 수 있다.

다음과 같은 방법으로 모형안에 있는 상관계수를 재생시키기 위해 기본정리를 이용할 수 있다. (1) 최초의 内生變數, 즉 외생변수들만이 들어있는 내생변수로 부터 시작한다. 모든 r_{kj} 는 외생변수들간의 相關을 나타내는 셈이된다. (2) 만약 모든 외생변수가 첫번째 내생변수에 영향을 미친다면 외생변수들과 내생변수간의 실제 상관관계는 모형에 들어있는 것과 같으므로 계산이 필요치 않다. (만약 상관계수와 회귀방정식이 따로 따로 다른 방식, 말하자면 결손사례의 처리방식을 달리하여 계산되었다면 위의 말은 성립되지 않는다) (3) 만약 모든 외생변수가 첫번째 내생변수에 영향을 미치지 않는다면 알려진 외생변수간의 상관계수들과 추정된 P_{ik} 를 기본정리의 우변에 대입하여 첫번째 내생변수와 각 외생변수들간의 상관계수를 계산하면 된다. (4) 항상 실제 r_{kj} 가 아니라 모형에 들어있는 r_{kj} 와 추정된 P_{ik} 를 사용하면서 다음 단계의 내생변수의 r_{ij} 를 계산한다. (5) 위의 과정을 마지막 내생변수에까지 반복하면서 모형에 들어있는 모든 r_{ij} (상관계수)를 재생시킨다.

表. 5는 圖. 1로 표시된 모형이 포함하는 상관계수, 表. 3에 나온 실제 상관계수와 期待值間의 差를 배열해 놓은 것이다. 여기서 분석 모형이 일반적 最小自乘法을 써서 각 내생변수를 그 변수에 영향을 주는 것으로 생각되는 다른 변수에 적합시켜 회귀식을 구하여 만들어진 것이기 때문에 (이 방법의 타당성은 Goldberger.

1970 을 볼 것) 몇 개의 모형내 상관계수는 表. 3 에 나온 상관계수와 논리적으로 일치하게 된다. 이렇게 논리상의 일치가 이뤄지는 경우는 表. 5 에서 괄호안에 표시하였다. 그러나 독자들은 논리적으로 동일한 상관계수가 모형내에의 값과 실제값이 다른 몇가지 예를 발견하게 될 것이다. 이와 같은 상황은 缺格事例 (missing) 를 양 쪽에서 서로 다르게 처리하였기 때문에 생긴 것이다.

表. 5 에서 알 수 있듯이 논리적으로 같지 않아도 되는 49 개의 상관계수가 나오는데 기대치와 실제값과의 차이가 평균 .0006 로서 놀랄 정도는 못된다. 그러나 이 숫자는 우리를 혼란에 빠드릴 가능성이 있다. 약 절반의 실제 상관계수가 플러스이고 나머지가 -이다. 부호를 무시하고 差의 절대값을 합하여 평균을 구하면 그 숫자가 매우 커지지만, 부호가 붙어있는 상관계수의 실제값과 기대치 간의 차이를 구하였으므로 그 차이가 +인 경우와 -인 경우를 합하면 그 차가 서로 相殺되어 아주 작은 값 (.0006) 밖에 되지 않는다.

모형안에는 그 값이 논리적으로 相異할 수 있는 25 개 陽의 상관계수가 들어있다. 이 25 개 상관관계에 대하여 실제값과 기대치의 평균을 구해보면 .0037 이다. 나머지 24 개 陰의 상관관계에 대해서 실제치 - 기대치 간 차이의 평균을 구하면 -.0027 이다. 그러므로 평균적으로 볼 때 본 모형은 변수들 간에 관찰되는 상관관계의 절대값을 과소평가하지는 않는다. 다만 실질적으로 별 의미가 없는 정도로 낮출 뿐이다. 대체적으로 보아 縮小・模型 (overidentified model) 은 실제 관찰된 상관관계를 정확하게 추정하고 있다고 결론 지을 수 있다. 물론 평균을 하게되면 서로 다른 부호의 넓은 격차가 흐려질 수 있지만 여기서는 경우가 다르다. 실제 상관계수와 모델내 상관계수 간의 49 개 差는 절대값으로 .04 에 불과하다. 본 모형은 妊娠中絶態度 - 婚前就業 間 상관계수를 실제보다 .0544 낮게 나타내고 있고 歸人教育 - 結婚直后媳家居住 間 상관계수를 .050 낮게 말하고 있으며 妊娠中絶態度 - 理想子女數 간 상관계수를 실제보다 .0492 낮게 평가하고 있다. 이 模型誤差 (model error) 를 크다고 보는가 적다고 보는가는 판단하기 나름으로, 意味있는 誤差로 보는 사람도 있겠지만 필자의 판단으로는 그렇게 큰 차이로 여겨지지 않는다.

본 모델에서는 婚前就業이나 理想子女數 중 그 어느것도 妊娠中絶의 方程式에 들어가지 않았는데 이점에 관한 模型誤差는 결혼전에 직장생활을 한 부인들은 임신중절에 대해서 더 호의적이고 理想 子女數를 많이 생각하고 있는 부인들은 모형에서 덜 호의적이라는 것을 보여준다. 婦人の 教育 또한 결혼 후 媵家居住의 方程式에 들어가 있지 않는데 이 점에서의 模型誤差는 교육들 많이 받은 부인들일 수록 결혼 후에 시가에 거주할 가능성이 낮다는 것을 말해준다. 이런 경향들이 意味있다 하더라도 실질적인 의미를 갖는다거나 이들을 무시한다고 해서 잃어버리는 것은 별로 없다. 그러므로 推定된 模型은 주어진 資料와 만족스럽게 합치된다는 결론을 내린다.

Figure 1. A causal model of childbearing, abortion experiences, and abortion attitudes in contemporary Japan.

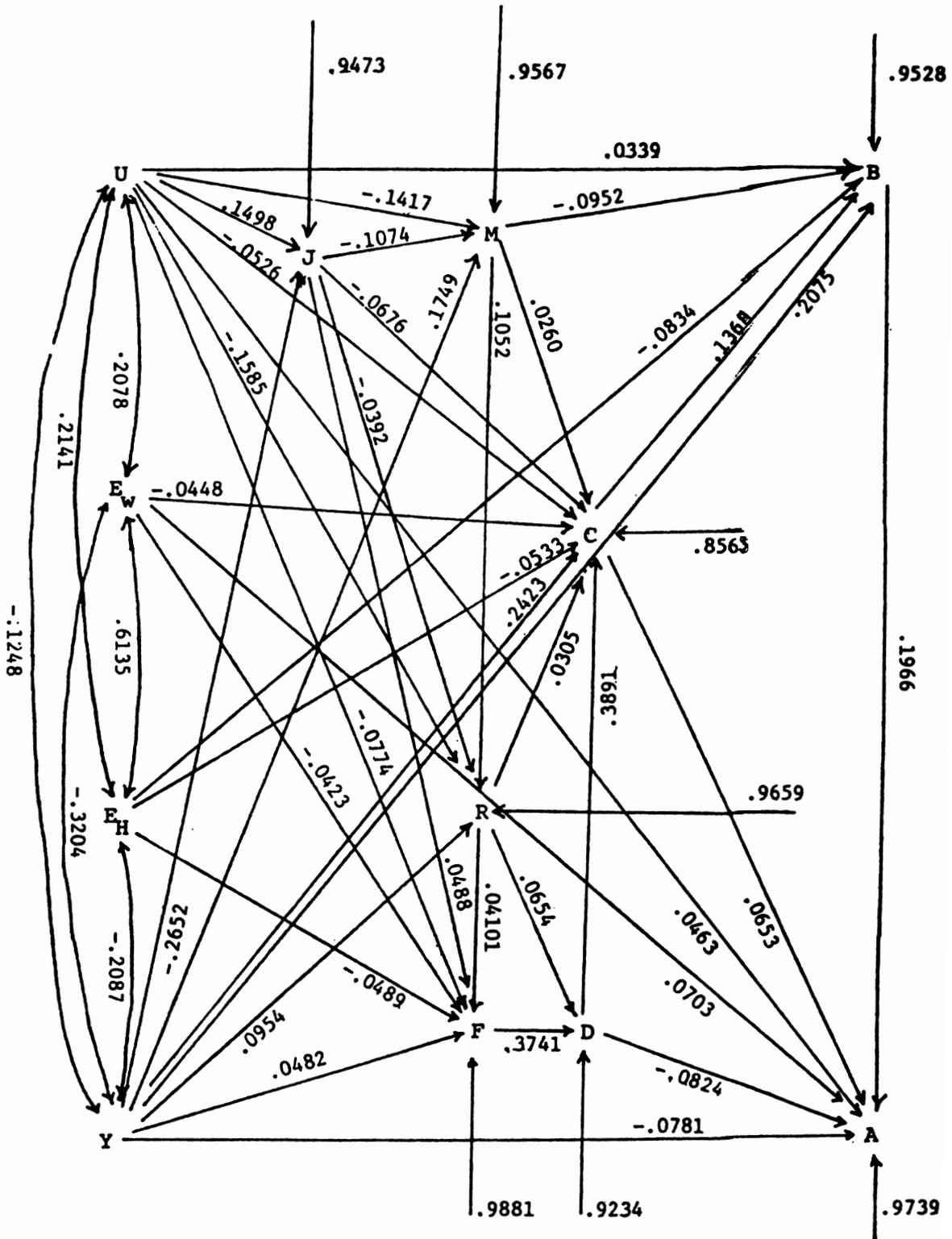


Table 5. Implied Correlations (Above Diagonal) and Differences Between Actual and Implied Correlations (Below Diagonal) in a Causal Model of Selected Social and Demographic Characteristics, for Married Women of Childbearing Age, Japan, 1981*

Variable description and Symbol	Variable Symbol											
	Y	E _H	E _w	U	J	M	R	F	D	C	B	A
Age of woman (=Y)	--	(-.2087)	(-.3204)	(-.1248)	(-.2839)	(-.2231)	(.1498)	(.0739)	.0374	.3185	.2430	-.1409
Husband's education (=E _H)	--	--	(.6135)	(.2141)	.0874	-.0762	-.0653	-.0999	-.0416	-.1687	-.1353	-.0352
Wife's education (=E _w)	--	--	--	(.2078)	.1161	-.0980	-.0784	-.1014	-.0431	-.1956	-.1280	.0706
Urban experience (=U)	--	--	--	--	(.1829)	(-.1832)	(-.1968)	(-.1018)	-.0510	-.1465	-.0125	.0628
Work experience (=J)	--	.0156	-.0020	--	--	(-.1830)	(-.1145)	.0071	-.0048	-.1660	-.0653	.0155
Type of marriage (=M)	--	-.0168	.0112	--	--	--	(.1627)	.0307	.0221	.1241	-.0318	-.0328
Patrilocal residence (=R)	(-.0001)	-.0259	-.0510	--	--	--	--	.0644	.0895	.1309	.0323	-.0188
Ideal family size (=F)	(-.0033)	.0010	-.0022	(.0011)	.0018	-.0250	.0025	--	.3783	.1826	.0423	-.0285
Desired children (=D)	.0019	.0371	.0223	.0226	.0158	-.0347	-.0015	.0003	--	.4086	.0633	-.0516
Children ever born (=C)	-.0079	.0187	.0096	.0033	.0112	-.0165	.0076	.0116	-.0053	--	.2002	.0256
Number of abortions(=B)	-.0053	.0096	-.0074	.0043	.0126	-.0021	-.0031	-.0134	.0097	-.0015	--	.1759
Abortion attitude (=A)	-.0101	.0341	.0029	.0011	.0544	.0175	-.0171	-.0492	-.0025	-.0060	-.0029	--

* See text for interpretation of table and meaning of parentheses.

X. 結論 및 要約

이 小考에서 現代 日本社會에 있어서의 子女出産, 妊娠中絶 經驗, 妊娠中絶 態度에 관한 모형을 구성하고 추정하였다. 이러한 노력은 일본에 있어서 출산적과 출산력에 관련된 행동 및 태도에 관하여 多重回歸 微視 模型을 구성하려는 최초의 試圖인 셈이다. 結果는 기존의 人口學 理論과 전적으로 합치되는 것이었다. 일본은 현재 人口轉換의 마지막 段階에 도달하였고 본 연구의 결과는 사회·경제적 差異出産力이 人口轉換 過程을 거치는 동안 점점 줄어들어 없어진다는 견해와 맞아 떨어진다.

아직도 일본 사회에는 통계적으로 유의한 社會·經濟的 出産力差가 남아 있지만 그 범위가 넓지 않다. 일본 사회에서 출산력은 거의가 연령과 개인적인 願望에 좌우되고 있다. 심지어 二次大戰 終戰 直后 日本이 人口轉換 過程의 中間段階를 거치는 동안 큰 몫을 하였던 妊娠中絶까지도 女性の 社會 經濟的 위치와 아주 미약한 關係性을 보여주고 있다. 妊娠中絶 態度는 社會的 地位와 더 미약하게 關聯되어 있다. 결론적으로 1981년 현재, 家族形式 過程이 社會·經濟的 地位에 관하여 아주 同質的인 점에 이르렀다. 몇가지 남아있는 차이들은 기대했던 것들이지만 그 크기가 크지 않으며 社會的 位置의 세력은 기껏해야 출산행동과 출산행동에 관련된 信念 및 態度의 변화에 약간의 制限을 가할 뿐이다. 이것은 人口轉換의 마지막 단계에 있는 나라에서 발견되리라고 기대되는 정확한 시나리오다.

REFERENCES

- Crocker, W. R. *The Japanese Population Problem: The Coming Crisis*, Allen and Unwin, New York, 1931.
- Hashimoto, Masanori. "Economics of postwar fertility in Japan: differentials and trends," *Journal of Political Economy*, Vol. 82, March/April 1973, supp., pp. 170-194.
- Kobayashi, Kazumasa. "Family size," in *Fertility and Family Planning in Japan*, edited by the Population Problems Research Council, the Mainichi Newspapers, and the Japanese Organization for International Cooperation in Family Planning, Tokyo, 1977a, pp. 157-201.
- "Attitudes toward children and parents," in *(Fertility and Family Planning in Japan*, edited by the Population Problems Research Council, the Mainichi Newspapers, and the Japanese Organization for International Cooperation in Family Planning, Tokyo, 1977b, pp. 203-223.
- Muramatsu, Minoru. *Japan's Experience in Family Planning - Past and Present*, Family Planning Federation of Japan, Inc., March 1967.
- Nohara, Makoto. *Social Determinants of Reproductive Behavior in Japan*, Unpublished Doctoral Dissertation, University of Michigan, 1980.
- Ogawa, Naohiro and Robert W. Hodge. "Fertility and the locus of family control in contemporary Japan," paper prepared for the United Nations ESCAP, 1982.
- Ogawa, Naohiro and Robert W. Hodge. "Social and demographic factors in a causal model of attitudes toward pregnancy, contraceptive use, and pregnancy outcomes," paper prepared for the United Nations ESCAP, 1982.
- Ogawa, Naohiro, et. al. "Demographic-economic model building for Japan," Paper prepared for the United Nations ESCAP, 1982.
- Ohbuchi, Hiroshi. "Demographic transition in the process of Japanese industrialization," in *Japanese Industrialization and Its Social Consequences*, edited by Hugh Patrick with the assistance of Larry Meissner, University of California Press, 1976, pp. 329-361.
- Okazaki, Yoichi. "Knowledge, attitudes and practice of family planning," in *Fertility and Family Planning in Japan*, edited by the Population Problems Research Council, the Mainichi Newspapers, and the Japanese Organization for International Cooperation in Family Planning, Tokyo, 1977, pp. 119-155.
- Okita, S., et. al. "Population and development; the Japanese experience," in *World Population and Development; Challenge and Prospects*, edited by Philip M. Hauser, Syracuse University Press, 1979, pp. 296-338.
- Population Problems Research Council, Mainichi Newspapers. *Summary of Fourteenth National Survey on Family Planning*, 1978.
- Shils, Edward Albert. *Center and Periphery: Essay in Macrosociology*, University of Chicago Press, 1975.
- Thompson, Warren S. *Danger Spots in World Population*, Knopf, New York, 1929.
- Tsubouchi, Yoshihiro. "Changes in fertility in Japan by region: 1920-1965," *Demography*, Vol. 7, No. 2, May 1970, pp. 121-134.

