

**LOG-LINEAR ANALYSIS OF THE FACTORS
AFFECTING CONTRACEPTIVE USE
AMONG HIGH-RISK WOMEN IN KOREA**

Chai Bin Park

East-West Population Institute, East-West Center and
School of Public Health, University of Hawaii, Honolulu, Hawaii, U.S.A.

Heesoon Hahm Lee

and

Nam Hoon Cho

Family Planning Research Section
Korea Institute for Population and Health
Seoul, Korea

December 1983

Korea Institute for Population and Health

PREFACE

This report entitled "Log-linear Analysis of the Factors Affecting Contraceptive Use Among the High-Risk Women in Korea" was prepared by a subcontract between the Center for Cultural and Technical Interchange Between East and West, Inc. and the Korea Institute for Population and Health.

This study intends to evaluate the effects of various factors on the use of contraception by analyzing the 1979 Korean Contraceptive Prevalence Survey (KCPS) data by use of the log-linear model, exploring the possible causal relationship between contraceptive use and the other variables selected. I do hope this outcome will contribute not only to the better understanding of factors but to the improvement in the use of analytical techniques in the fields of family planning research and evaluation.

The opinions expressed in this report are those of the authors alone, and do not represent the official position of KIPH. Finally, special appreciation is due to Dr. Chai Bin Park and other co-authors for their efforts in implementing this project. Also, we are thankful for the financial support provided by the East-West Center, Honolulu, Hawaii and the Westinghouse Health Systems, Columbia, Maryland, USA.

December, 1983

Chan Moo Park, M.D., Ph. D.
President of KIPH



**Log-linear Analysis of the Factors Affecting
Contraceptive Use Among High-Risk Women
in Korea**

Contents

Preface (3)

Abstract (7)

I. Introduction (7)

II. Material and Methods (10)

III. Results (16)

VI. Conclusion and Discussions (30)

Reference (35)

Appendix (38)

LOG-LINEAR ANALYSIS OF THE FACTORS AFFECTING CONTRACEPTIVE USE AMONG HIGH-RISK WOMEN IN KOREA

ABSTRACT

This paper investigates the causal relationship between the current use of contraceptives and certain explanatory variables of Korean women who are highly exposed to the risk of unwanted pregnancy using the 1979 Korean Contraceptive Prevalence Survey (KCPS) data. The explanatory variables selected are age of woman, previous experience of abortion, number of living children, whether the last pregnancy was wanted, education of woman, and number of contraceptive sources known to woman. Residential areas (urban-rural) and types of contraceptive methods being used are treated as control variables. The causal structure is simpler in the rural areas than in the urban areas. Reversible methods take a simpler causal structure than permanent methods. Education is by far the most important factor across the methods and residential areas. In the urban areas the experience of abortion also stands out as a significant factor, while in the rural areas so does the number of living children.

I. Introduction

In 1962 when the government of the Republic of Korea sanctioned the family planning program, it was estimated that less than 5 percent of eligible women were using contraceptives (Han, 1970). Since then,

the contraceptive use has steadily risen. In 1971, 25 percent of the currently married women of 15-44 years of age used contraceptives; in 1976, 44 percent; and in 1979, over 54 percent (Koh et al., 1980). By 1982, the year of the most recent national survey, the contraceptive prevalence stood at more than 58 percent, with 48 percent practicing reliable methods and an additional 10 percent practicing less reliable methods (Cho and Chang, 1982).

There are, however, considerable differentials in contraceptive practice levels by socioeconomic and other characteristics of couples and by geographic regions in which they live. Program variables, including availability of family planning services, also may play a key role for acceptance of contraception, as asserted by Ravenholt and Chao (1974), for instance. Many of these supply and demand factors of contraception are, of course, correlated with each other and their joint effects on contraceptive use appear to be complicated.

The report of the Korean Contraceptive Prevalence Survey (KCPS) of 1979 indicates that the use of contraceptives is slightly greater in the urban areas than in the rural areas (55.1 percent versus 53.6 percent). This urban-rural differential is strikingly large, however, among women of young ages or among those with a small number of children; the difference sometimes is more than 10 points. When the educational attainment of women is controlled, not only does the urban superiority often disappear, but there are occasions when the rural prevalence exceeds the urban (Koh et al., 1980).

Multivariate analyses are increasingly being applied in the studies of factors influencing contraceptive use, especially since the World Fertility Survey began to supply a wealth of information regarding reproductive behavior (Immerwahr, 1981; Freedman et al., 1981; Naipeng and Abdu-

rahman, 1981; Soeradji and Hatmadji, 1982; Tsui et al., 1981; Tsui, 1982; Pebley and Brackett, 1982). The recent series of contraceptive prevalence surveys also have begun to produce similar studies (Nair et al., 1982; Entwisle et al., 1982). Although some of these include contraceptive availability as one of the independent variables (Tsui et al., 1981; Tsui, 1982; Pebley and Brackett, 1982; Entwisle et al., 1982), it seems to have been a general procedure to treat only demographic and socioeconomic variables as factors.

Methodologically, many of the studies used the technique of multiple classification analysis (MCA), which was developed for interval measurement data as the dependent variable under the assumption of no interaction between the independent variables (Andrews et al., 1973). There are causal analysis (UN, 1979; Nair et al., 1982) applying path models that are also theoretically appropriate for continuous normal variables. As obvious, contraceptive use is a dichotomous data and many of the independent variables are associated with each other. Perhaps, because of this situation, more recent studies have applied to log-linear models (Tsui et al., 1981; Pebley and Brackett, 1982) and logit models (Entwisle et al., 1982) as the analytical techniques.

It seems that few studies in Korea have used multivariate analysis for factors of contraceptive use. H.J. Park and his associates (1974) examined several demographic and behavioral variables and emphasized the role of communication and attitude of spouse and relatives in the adoption process of family planning. Their sample is limited to the rural areas in which a demonstration health center is located.

This paper intends to evaluate the effects of various factors simultaneously, including availability of contraceptives, on the use of contraception by analyzing data of one of the most recent surveys in Korea.

The survey was designed specially to measure contraceptive prevalence. The main analytical technique employed is the log-linear model, exploring the possible causal relationship between contraceptive use and the independent variables selected.

II. Material and Methods

The material for the present study was supplied by the 1979 KCPS. This survey was developed jointly by the Westinghouse Health Systems and the Korean Institute for Family Planning (KIFP). Although the questionnaire borrowed heavily from the model designed by the Westinghouse Health Systems to collect contraceptive prevalence and other information to family planning program management as part of a large international survey effort, it was modified to reflect the unique situation and specific data needs of Korea (Koh et al., 1980). The interview was carried out by trained interviewers to provincially representative samples of ever-married women 15-49 years of age. In addition, household interviews were conducted. This study was based on individual questionnaires that included about 14,000 women. The sample design, field operation, and data processing were primarily the responsibility of KIFP (for details of the survey, see Koh et al., 1980).

Since the initiation of the national family planning program in Korea, there have been frequent large-scale surveys on fertility and family planning. Between 1964 and 1979, the KIFP undertook 11 surveys with nationally representative samples, including one affiliated with the World Fertility Survey in 1974. (In the meantime, the KIFP has undergone several organizational changes to expand its activities. It first started as the Family Planning Evaluation Team of the Ministry of

Health and Social Affairs, and recently was reorganized as the Korea Institute for Population and Health.) Thus, the KIFP has years of experience on fertility and family planning surveys, and the quality of survey data is generally reputed highly.

In this study, the current use of contraception, rather than ever-use, was treated as the response variable. The KCPS listed nine individual methods of contraception. (In addition, abortion was mentioned in the survey but is not included as a method of contraception in this paper.) Depending on their nature, the methods of contraception were reclassified into several groups. The government methods use in this paper means the use of those offered by the government regardless of the source of procurement; that is, oral pills, condom, IUD, and female and male sterilizations. Of these, the use of pills, condom, and IUD was grouped together as the reversible methods use. Female and male sterilizations formed the permanent methods use. Other methods – such as injectables, vaginal, and rhythm method – were included in all methods use.

Six variables were chosen as the explanatory variables for the use of contraceptives. They are: Age of woman – AGE – (A), previous experience of abortion – ABORT – (B), number of living children – CHILD – (C), whether the last pregnancy was wanted – DESIR – (D), educational level of woman – EDUC – (E), and number of contraceptive sources known to the client – AVAIL – (F), as a measurement of perceived availability of contraception. Although availability of contraceptives was often measured in terms of the number of contraceptive sources known to the respondent (Morris et al., 1981), for the contraceptive users the source of the particular method currently used was not counted. This operational arrangement was taken from the following argument: In a survey such as KCPS, it cannot be discerned whether a client has accept-

ed a method because its source was made known to her or she has "discovered" the source because she was so well motivated that she actively sought it out. In the latter case, the source may be considered as a measurement of demand rather than that of availability. In addition, current residence of woman (urban or rural) was treated as a control variable. In this study, all of these variables were considered to be dichotomous. A summary of the variables and their categories are shown in Table 1.

Table 1. Variables and their categories used in the present study

Label	Variable	Category
A	Age of woman (AGE)	A ₁ :15-29 yrs.; A ₂ :30-44 yrs.
B	Experience of abortion (ABORT)	B ₁ :yes; B ₂ :no
C	Number of living children (CHILD)	C ₁ :1-2; C ₂ :3+
D	Whether the last pregnancy was wanted (DESIR)	D ₁ :yes; D ₂ :no
E	Education of woman (EDUC)	E ₁ :primary school or less; E :middle school +
F	Number of contraceptive sources known (AVAIL)	F ₁ :0-2; F ₂ :3+
X	Current contraceptive use (Response v.)	X ₁ :yes; X ₂ :no

Control variable: urban and rural

Although information on these variables was obtained for all ever-married women 15-49 years of life, certain restrictions were imposed to select the subjects in this study. To conform to the KCPS report (Koh et al., 1980) and other similar national reports in Korea, we first limited the age group to 15-44 years only. All nulliparous women were also excluded, because one of the explanatory variables selected was the desirability of the last pregnancy. Further, because illegitimate births are rare in Korea, only currently married women were subjected to the analysis. Out of some 14,000 women interviewed, 11,230 women, or about 80 percent, met these conditions. The contraceptive use rate for this group was 58.5 percent for the urban areas and 55.7 percent for the rural areas as against 55.1 and 53.6 percent, respectively, for all women in this age category.

However, not all the currently married women are the objects of contraception. If contraception is used to prevent unwanted pregnancy, women who are not exposed to such risk may be excluded from a study of contraceptive determinants. We thus formed the following five groups of nonusers depending on their degree of risk:

<u>Group</u>	<u>Description</u>
1	All currently married women
2	Group 1 less currently pregnant women
3	Group 2 less those who want additional children as soon as possible
4	Groups 2 less those who want to bear more children in the future
5	Group 3 less those who are not living with their husbands and those in post-partum and in a self-identified menopausal or sterile state

Among these only Group 5 (high-risk women) were subjected to detailed analysis together with the users. The seven-way classification of these high-risk women by residential areas is shown in the Appendix. As all the variables in our data are qualitative variables, each with dichotomous categories, the log-linear model was applied in establishing the possible relationships among them (Bishop et al., 1975; Haberman, 1978). The model assumes that the cell frequency of a cross-classified table is expressed in a multiplicative form of main effects and interactions. Then the logarithm of the expected cell frequency may be written as an additive function of parameters in manner similar to the usual analysis of variance model.

For instance, if n_{ijk} denotes the observed frequency in the (ijk)th cell of a three-way table pertaining to three categorical variables, A, B, and C, the log-linear model for the expected frequency of the corresponding cell m_{ijk} may be written as:

$$\log_e m_{ijk} = \mu + \mu_i^A + \mu_j^B + \mu_k^C + \mu_{ij}^{AB} + \mu_{ik}^{AC} + \mu_{jk}^{BC} + \mu_{ijk}^{ABC}$$

where μ 's are effects with superscripts indicating the variables to which the effects refer and subscripts showing the category of the variable to which they apply. Because these effects are measured as the deviation from the overall mean effect μ , the following constraints, as in the analysis of variance, must be satisfied:

$$\sum_i \mu_i^A = \sum_j \mu_j^B = \sum_k \mu_k^C = 0$$

$$\sum_i \mu_{ij}^{AB} = \sum_j \mu_{ij}^{AB} = \sum_i \mu_{ik}^{AC} = \sum_k \mu_{ik}^{AC} = \sum_j \mu_{jk}^{BC} + \sum_k \mu_{jk}^{BC} = 0$$

$$\sum_i \mu_{ijk}^{ABC} = \sum_j \mu_{ijk}^{ABC} = \sum_k \mu_{ijk}^{ABC} = 0$$

The log-linear model written above is the saturated model because it contains all possible effects, making the observed frequency equal to the expected frequency, $n = m$. By setting specified effects equal to zero, the log-linear analysis can select the most parsimonious model that fits the data. The goodness-of-fit is examined by the likelihood ratio chi-square statistic G^2 , which takes the following form:

$$G^2 = 2 \sum (n_i \log_e n_i/m_i).$$

When a particular model is chosen, the u 's present in the model will represent the magnitudes of corresponding main effects and interactions.

The log-linear analysis provides structural relationship among the variables in the cross-classification data. When a variable in the data is regarded as the response variable, the log-linear model is equivalent to the logistic model (Bishop, 1969). Operationally, a log-linear model, whose interactions involving the response variable conditioning on the explanatory variables (Cox, 1970; Fienberg, 1980), is the logistic model. The best-fit model was selected by the stepwise procedure as suggested by Goodman (1971), examining the difference in G^2 between two logistic models as the test of the effects not included in one of the two models.

In this study, analysis was conducted for urban and rural areas separately. In each area the log-linear model was applied to the observed aggregates. Although it is realized that a weighting system was used to derive national estimates of users, technical restriction of log-linear model prescribed the use of aggregates. If there are drastic differences in the interprovince causal structure, our finding may be seriously limited, accordingly. The examination of the KCPS report (Koh et al., 1980) seems, however, to indicate such differences are not large.

III Results

Table 2 presents the results of fitting log-linear models to k-factor marginals, for each group of risk-status woman, under the condition that all k+1 and higher factors interactions are zero. These results provide a clue for selecting an appropriate model for the data. For instance, if the chi-square statistic for two-factor marginals is significant and that for three-factor is nonsignificant, a model appropriate for the data will include two-factor interactions but not all three-factor interactions.

An inspection of the results seems to indicate that the structural relationship among the seven variables is similar and complicated in the first four groups. Although it tends to become simpler as the risk status moves from 1 to 4, the degree of change in the structural relationship is only slight. For the urban data, models lower than four-factor marginals and for the rural those lower than three-factor marginals are all significant. Of course, a complicated variable relationship indicated by high-order interactions makes the interpretation of analysis results difficult.

The structure of the variables in high-risk women(Group 5) appears to be distinctly different from others. There is a sudden improvement in the structure between Group 4 and Group 5. Although a systematic simplification in the structural relationship is expected with the advancement of risk status because of the reduction in the diversity of the population, the sudden improvement is noteworthy. According to Table 2, the most parsimonious log-linear model that appropriately fits the urban data should contain a mix of two-factor and three-factor interactions, while that which fits the rural data should require only main effects and some two-factor interactions.

Table 2. Fit of log-linear models to k-factor marginals

k-factor	DF	Group 1		Group 2		Group 3		Group 4		Group 5	
		G ²	P								
Urban											
1	120	7336.25	0.00	6427.54	0.00	5211.44	0.00	4133.88	0.00	3357.35	0.00
2	99	309.32	0.00	317.23	0.00	283.11	0.00	252.74	0.00	173.18	0.00
3	64	109.95	0.00	108.49	0.00	92.72	0.01	87.91	0.03	49.07	0.92
4	29	24.29	0.71	27.18	0.55	17.78	0.95	18.60	0.93	12.86	0.99
5	8	7.19	0.52	7.56	0.42	4.26	0.83	3.87	0.87	3.13	0.93
Rural											
1	120	5396.66	0.00	4749.93	0.00	3467.10	0.00	2629.22	0.00	2384.02	0.00
2	99	156.87	0.00	156.80	0.00	144.58	0.00	127.40	0.03	93.62	0.63
3	64	48.67	0.92	43.02	0.98	42.55	0.98	38.45	0.99	40.06	0.99
4	29	9.95	1.00	8.47	1.00	9.58	1.00	9.46	1.00	5.57	1.00
5	8	1.79	0.99	1.91	0.98	2.05	0.98	2.89	0.94	1.96	0.98

There were 1,028 nonusers in Group 5, representing a user rate over 85 percent. Table 3 presents the contraceptive user rates for high-risk women by category of the explanatory variables. In both residential areas, the differences between the high and low categories are not significant factor in both areas. Among the urban women, depending on desiredness of the last pregnancy and previous experience of abortion, the proportion of users is significantly different. On the other hand, among the rural women, instead of these variables, CHILD produces differentials. It should also be pointed out that because of the relatively large sample size, even a difference of less than 3 percent (84.5 versus 87.3 percent for the desiredness of the last pregnancy), in one case has shown a highly statistical significance.

The importance of factors in the log-linear model was tested by means of chi-square contributions of partial and marginal associations (Brown, 1976). The numerical values of such contributions for all

Table 3. Contraceptive user rate for high-risk women (Group 5)
by explanatory variable

Variable	Category	Entire Country		Urban	
		N	Rate	N	Rate
Total		7279	85.9	4369	86.2
No. of living children	1-2	2204	84.8	1728	85.5
	3+	5075	86.4	2641	86.6
Education	≤ Primary	4193	83.0***	1848	81.8***
	≧ Secondary	3086	89.7	2521	89.4
Desiredness of last pregnancy	Wanted	2987	85.2	1737	84.5***
	Not wanted	4292	86.3	2632	87.3
Age	15-29	1330	83.8*	918	84.4
	30-44	5949	86.4	3451	86.6
Experience of abortion	Yes	4390	86.8***	2907	87.6***
	No	2889	84.4	1462	83.3
Availability	0-2	233	83.2	149	82.6
	3+	6018	86.0	4220	86.3

* $P < 0.05$

** $P < 0.01$

*** $P < 0.001$

two-and three-factor interactions involving the response variable (X) are shown in Tabel 4 by urban-rural areas and by contraceptive methods. For two-factor interactions only, the contributions of effects not involving the response variable are also given in the table to show the strength of associations between specified factors. As all the variables are dichotomous, the degree of freedom of each effect is one.

The factor EDUC presents very large chi-square contributions in both areas for the use of any specified type of methods (EX). In the urban areas, the factor ABORT also shows fairly large contributions except for the reversible methods use. Factor AGE is strong for permanent methods use. In the rural areas, CHILD appears to be a strong

Table 4. Chi-square contributions of two-and three-factor effects
by contraceptive methods, KCPS

(i) Urban Area

Effect	All Methods		Gov. Methods		Reversible Methods		Permanent Methods	
	Partial	Marginal	Partial	Marginal	Partial	Marginal	Partial	Marginal
AX	2.08	5.40	1.55	3.47	3.15	4.13	14.91*	24.47*
BX	2.84	16.68*	4.56	10.19	0.55	2.46	7.18	13.05*
CX	3.04	1.57	2.19	0.55	0.25	2.88	4.61	7.52
DX	0.82	7.34	0.05	3.21	2.23	2.07	0.57	2.46
EX	55.32*	50.20*	48.21*	44.99*	29.83*	32.80*	48.12*	42.22*
FX	4.86	10.51	1.28	4.57	0.25	1.72	0.12	2.07
AB	8.67*	100.59*	12.41*	96.79*	12.54*	62.70*	2.51	52.82*
AC	719.89*	856.71*	564.39*	674.81	392.38*	481.95*	254.35*	317.93*
AD	30.31*	183.51*	31.47*	170.59*	13.41*	103.72*	25.96*	106.25*
AE	0.65	45.16*	0.57*	36.91*	0.10	43.04*	0.24	8.06
AF	1.20	0.25	1.56	0.63	0.26	0.86	0.02	0.15
BC	0.90	52.30*	2.07	32.96*	3.10	19.13*	0.21	27.63*
BD	1477.87*	1604.46*	1138.05*	1242.96*	584.13*	645.05*	745.80*	810.56*
BE	5.40	2.52	4.94	0.67	2.85	0.49	5.74	0.15
BF	12.18*	38.66*	12.17*	34.58*	5.41	15.31*	14.07*	32.24*
CD	36.11*	165.70*	27.71*	125.87*	19.51*	81.40*	23.09*	91.96*
CE	207.23*	267.99*	178.23*	228.84*	122.36*	178.29*	67.68*	83.39*
CF	0.00	1.11	0.00	1.57	2.16	5.18	0.39	0.75
DE	28.00*	47.09*	21.66*	34.77*	8.97	19.68*	25.03*	28.89*
DF	7.68	26.67*	6.13	22.08*	4.07	10.26	2.53	15.45*
EF	41.51*	43.62*	36.77*	39.09*	15.82*	19.65*	26.74*	27.59*
ABX	1.39	2.77	0.67	1.93	0.05	1.68	2.19	3.16
ACX	1.17	1.72	2.27	3.03	0.07	0.46	7.88	10.31
ADX	0.01	3.91	0.14	2.88	0.00	3.22	0.82	2.19
AEX	0.04	0.00	0.05	0.00	0.00	0.68	0.04	0.95
AFX	0.82	0.52	1.06	0.35	0.36	0.28	0.03	1.92
BCX	0.01	2.84	0.00	4.53	0.12	4.96	0.02	3.67
BDX	0.07	0.10	0.83	0.13	2.97	0.97	0.10	0.00
BEX	32.3	0.01	3.06	0.00	3.31	0.00	2.51	0.02
BFX	0.01	0.00	0.03	0.00	0.08	0.30	0.05	0.16
CDX	3.21	11.26*	3.65	13.32*	4.55	11.84*	2.59	12.13*
CEX	1.81	0.72	2.02	0.86	7.22	5.64	0.02	0.36
CFX	9.70	7.17	10.12	6.77	6.59	3.83	9.52	8.18
DEX	4.75	3.14	5.50	4.07	6.68	4.53	3.79	2.87
DFX	0.13	0.69	0.25	0.43	0.03	0.14	0.82	0.47
EFX	0.81	0.53	0.56	0.44	1.02	0.20	0.57	0.50

For variable label, see Table 1.

(ii) Rural Area

(continued)

Effect	All Methods		Gov. Methods		Reversible Methods		Permanent Methods	
	Partial	Marginal	Partial	Marginal	Partial	Marginal	Partial	Marginal
AX	3.76	8.39	1.35	4.12	0.20	1.55	4.07	7.01
BX	0.00	0.02	0.06	0.57	0.85	1.53	0.50	0.00
CX	7.74	9.21	8.10	7.53	5.05	4.35	10.36	9.08
DX	1.88	0.59	1.92	1.57	0.33	0.93	5.70	2.68
EX	19.76*	12.16*	15.90*	9.86	7.52	3.86	26.98*	18.65*
FX	6.45	6.48	3.38	3.04	1.18	0.91	0.99	1.32
AB	0.40	37.38*	0.55	27.86*	0.17	19.06*	1.14	23.13*
AC	470.14*	607.88*	405.44*	517.74*	339.38*	444.20*	133.37*	185.01*
AD	24.12	110.95*	14.42*	81.34*	9.24	62.00*	8.73*	43.89*
AE	5.54	75.49*	7.38	68.89*	8.61	72.11*	3.97	23.18*
AF	0.00	1.05	0.00	0.67	0.01	0.88	2.03	9.92
BC	0.08	11.76*	1.61	11.55*	2.11	13.43*	1.25	17.41*
BD	1195.35*	1240.19*	1028.93*	1063.23*	705.51*	726.03*	473.38*	504.76*
BE	5.93	0.47	5.43	0.18	12.22*	1.23	19.01*	3.27
BF	12.62*	32.67*	11.50*	27.25*	4.34	8.84	7.03	21.45*
CD	7.42	33.26*	14.53*	28.53*	18.10*	69.81*	17.21*	84.88*
CE	98.63*	169.54*	70.36*	132.65*	47.86*	111.62*	39.38*	55.93*
CF	0.03	0.75	0.02	0.62	0.10	1.08	1.35	8.18
DE	8.71	9.02	6.58	8.69	1.93	6.22	2.46	3.95
DF	5.01	21.60*	4.19	16.87*	0.84	5.16	1.57	16.74*
EF	0.35	0.57	0.01	0.04	0.93	1.15	0.10	0.66
ABX	0.15	1.38	0.06	2.07	0.03	2.53	0.03	0.52
ACX	0.02	0.17	0.00	0.38	0.89	0.23	3.65	8.49
ADX	0.00	1.00	0.08	2.26	0.18	2.21	0.21	1.91
AEX	2.50	5.79	0.85	0.67	1.70	2.76	1.95	2.90
AFX	1.48	4.88	1.70	5.26	1.68	4.98	0.00	0.08
BCX	0.00	2.95	0.09	3.36	0.14	2.97	0.05	2.07
BDX	0.26	0.00	0.51	0.07	0.73	0.21	0.00	0.07
BEX	3.93	3.65	3.09	3.02	3.07	2.58	2.88	3.31
BFX	0.29	0.57	0.27	0.34	0.04	0.22	1.10	1.77
CDX	0.53	2.76	0.30	3.09	0.25	2.23	1.04	4.44
CEX	0.04	0.66	0.15	1.00	0.03	0.17	0.29	1.85
CFX	0.92	4.94	0.86	5.07	0.62	4.36	0.01	0.21
DEX	2.57	0.14	2.45	0.07	2.51	0.04	1.02	0.23
DFX	0.04	0.08	0.01	0.00	0.08	0.67	0.13	1.08
EFX	2.96	7.31	2.37	6.09	1.49	3.27	1.57	3.74

*p < 0.001

factor, while the role of ABORT appears nil. The performances of AGE and AVAIL are similar as in the urban areas, the former being a strong factor for permanent methods use and the latter for all methods use. Among the factors, extraordinarily strong associations are noted between B and D, A and C, and C and E. There are also fairly strong associations between A and B, A and D, and C and D. In addition, D and E, and E and F show strong associations in the urban areas, while B and F show strong associations in the rural areas.

It appears, in general, that contraceptive use is little affected by joint effects of two factors. In the urban areas, however, the combined effect of CHILD and DESIR (CDX) and that of CHILD and AVAIL (CFX) may be fairly strong. For the permanent methods use only, the joint influence of AGE (A) and CHILD (C) appears to be strong. There is some indication that this particular effect is operating similarly in the rural areas too.

Table 5 lists the log-linear models judged to fit appropriately for the use of each type of contraceptive methods. Following the usual notation, the letter in brackets represents the variable label that significantly affects the use of contraceptives. Thus, for instance, factors significantly affecting the use of all methods in the urban areas are ABORT (B), CHILD (C), EDUC (E), and AVAIL (F). In table 5, notice that the interaction term among the factors [ABCDE] is omitted in the description of models that fit. This is done so, as this interaction term among all the explanatory variables is included as the conditioning for the log-linear models involving causal analysis.

As all the models shown in Table 5 agree with the data so well ($P \geq 0.40$ in the urban areas and $P \geq 0.65$ in the rural areas), it may be tempting to consider further deletion of effects. Although we did consider further parsimonious models than the ones shown in Table 5,

Table 5. Log-linear models selected for contraceptive use among high risk women in Korea by method of contraception

Method	Model	DF	G ²	P
Urban :				
All	(BX) (CX) (EX) (FX)	59	53.70	0.67
Government	(BX) (EX)	61	63.18	0.40
Reversible	(EX)	62	64.26	0.40
Permanent	(AX) (BX) (EX)	60	61.44	0.42
	(AX) (BX) (CX) (EX)	59	57.17	0.54
Rural :				
All	(CX) (EX)	61	56.07	0.65
	(CX) (EX) (FX)	60	50.20	0.81
Government	(CX) (EX)	61	50.29	0.83
Reversible	(CX)	62	48.91	0.89
	(EX)	62	49.40	0.88
	(CX) (EX)	61	41.83	0.97
	(X)	63	53.27	0.80
Permanent	(CX) (EX)	61	48.37	0.88
	(CX) (EX) (DX)	60	43.81	0.94

the efforts were fruitless. The difference in G^2 value resulting from the elimination of any effect is generally highly significant and the models so obtained present sharp reductions in P value from those of the earlier ones. Nevertheless, we have listed multiple models for certain methods in case the significance in G^2 between two log-linear models is moderate and the overall P value is still large for the simpler model.

For instance, consider the permanent methods in the urban areas. The overall P value indicates that the fit of model [AX] [BX] [CX] [EX] is excellent. By deletion of the least significant effect [CX], however, G^2 increases by 4.26 which is significant for one degree of freedom only at 5 percent. Thus, the difference in G^2 is moderate, yet the fit of the new model [AX] [BX] [EX] is still very good ($P = 0.42$). Under the circumstances, we have decided to list both models.

Table 5 also suggests that the factors influencing the prevalence of contraceptive use operate independently; there are no interactions between explanatory variables. The models in the rural areas are so much simpler than those in the urban areas—less factors are involved and the fit is better. Far more factors are required in the use of permanent methods than reversible methods, indicating that more complicated decision-making process is required for the adoption of the former method. The use of government methods appears to involve relatively small factors.

Let us now examine each factor.

Education of Woman (E) This factor appears to be by far the most important one in contraceptive use; it appears in the best fit model for every method in each area. In the use of reversible methods, it is the only significant determinant. As will be seen later, it also has the largest magnitude of effects among the factors involved.

Age of Woman (A) In contrast to our expectation, this is not usually a significant determinant. Its effect appears in the model selected only in the use of permanent methods in the urban areas.

Experience of Abortion (B) The influence of this factor demonstrates a different pattern depending on geographical area. In the urban areas it is a significant determinant in every method except for reversible methods, but in the rural areas its effect does not appear in the use of any group of methods. This finding may be in agreement with the reports that abortion is more widely practiced in the urban areas (e.g., Hong and Watson, 1976). It also appears that the experience of abortion makes women seek a more radical procedure of contraception.

Number of Living Children (C) Contrary to ABORT, while this factor is an important determinant in the use of every type of methods in the rural areas (together with EDUC), it fails to be a significant factor in the urban areas.

Desiredness of the Last Pregnancy (D) Table 5 suggests that this factor is one of the least important among the six explanatory variables. It appears only once in the model for the permanent methods use in the rural areas. This finding is rather surprising as it is against the usual expectation. Many Korean women may begin to use contraceptives before unwanted pregnancies take place. Also most unwanted pregnancies may be disposed by abortion. It should be stressed, however, that our data have in fact presented extremely strong associations between this factor and ABORT (B) regardless of geographical area and method, as shown in Table 4.

Availability of Contraceptives (F) Although the number of contraceptive sources known to the client appears to matter in the use of all methods both in urban and rural areas, when a specific group of methods is given, the question of availability is no longer significant.

This may be in part due to the fact that we have excluded the source of method currently being used. In a society where the overall user rate is fairly high and family planning is generally accepted as in Korea, the role of this variable may not be very important. As discussed later, the number of sources known may not really measure the perceived availability.

In Tables 6 to 9, the results of log-linear analysis for the use of contraceptives are shown giving the estimates of parameters involved. For cases where more than one model are shown in Table 5 for a particular group of methods, not all the models are provided with their parameter estimates. However, the general situation for the omitted ones may be easily inferred from other models in the table. The log-linear parameters are notated by \underline{u} . The modifier of odds owing to the factor under consideration is obtained by the exponential of twice the log-linear effect, according to theory. An expected odds of contraceptive use may be computed by the use of these log-linear parameters or modifiers of odds, as shown below.

For instance, in the model of all methods in the urban areas, the estimate of the log-linear effect of ABORT (B) is 0.084. Then the odds of using contraceptives will be modified by a factor $\exp(2 \times 0.084) = 1.184$ by the previous experience of abortion. Similarly, the modifiers owing to CHILD (C), EDUC (E), and AVAIL (F) are 0.884, 0.717, and 0.817, respectively. Note that these are the values for the lower categories of the factors. As such, the modifier for the upper category is the reciprocal of the corresponding modifier for the lower class. Since the odds for the overall user are 4.575, the expected odds of contraceptive use, say, for an urban woman with no experience of abortion, large number of children, low education, and high availability are $(4.575) (1.184)^{-1} (0.884)^{-1} (0.717) (0.817)^{-1} = 3.84$, or $\exp(2(0.760 - 0.084 +$

$0.062 - 0.166 + 0.101)) = 3.84$ to one.

Let us now examine the models selected for specified methods of contraception.

All Methods Use-As Table 6 shows, for the prevalence of all methods use, relatively large numbers of factors are operating—four factors in the urban areas and three, or possibly two, in the rural areas. The causal structure appears to be similar in both areas. EDUC, CHILD, and AVAIL are the common factors. In the urban areas, however, ABORT is the additional and important determinant. In the rural areas not only does ABORT fail to enter into the model but the one without factor AVAIL still fits the data quite satisfactorily. EDUC is the most important factor in both areas, but the magnitude of its effect relative to others is far more important in the urban areas than in the rural areas. In the latter area, however, the effects of the other two factors

Table 6. Estimates of the log-linear parameters of the models chosen for the use of all contraceptive methods among high-risk women in Korea.

Factor	\underline{u}^a	Odds modifier ^b
Urban		
Model: (BX) (CX) (EX) (FX)		
Abortion (B)	0.084	1.184
No. of children (C)	-0.065	0.884
Education (E)	-0.166	0.717
Sources known (F)	-0.101	0.817
(Overall user)	0.760	4.575
Rural		
Model: (CX) (EX) (FX)		
No. of children (C)	-0.135	0.764
Education (E)	-0.155	0.733
Sources known (F)	-0.123	0.781
(Overall user)	0.764	4.610
Model: (CX) (EX)		
No. of children (C)	-0.137	0.760
Education (E)	-0.157	0.731
(Overall user)	0.871	5.712

^aFor the lower category. For the higher category, change the sign.

^bFor the lower category. For the higher category, multiply the reciprocal.

are only slightly weaker than that of education. The direction of a specified effect is in line with expectation, abortion being positive and other factors being negative.

Government Methods Use--A relatively simple causal structure is observed in the use of official methods, only ABORT and EDUC appearing as significant factors in the urban areas and so do CHILD and EDUC in the rural areas (Table 7). Since ABORT and CHILD present a strong association, as shown in Table 4, the underlying structure of factors in the two areas may be regarded as similar. While the degree of the effect of EDUC is about the same in both areas, the effect of CHILD in the rural areas is very much stronger in comparison with that of ABORT in the urban areas.

Table 7. Estimates of the log-linear parameters for the models chosen for the use of government methods among high-risk women in Korea

Factor	U^a	Odds modifier ^b
Urban	Model: (BX) (EX)	
Abortion (B)	0.075	1.162
Education (E)	-0.149	0.743
(Overall user)	0.750	4.482
Rural	Model: (CX) (EX)	
No. of children (C)	-0.124	0.780
Education (E)	-0.143	0.752
(Overall user)	0.761	4.584

^aFor the lower category. For the higher category, change the sign.

^bFor the lower category. For the higher category, multiply the reciprocal.

Reversible Methods Use-For the use of reversible methods, a simple structure appears to be operating (Table 8). In the urban areas only EDUC matters. In the rural areas, although there may be several appropriate causal models, none of these is a complicated one. Both EDUC and CHILD may be considered to operate alone or jointly. The effects of these variables are not large. In fact, from the viewpoint of overall chi-square value alone, it may be even considered that none of the six explanatory variables are significant. If this last model is accepted, we encounter a difficult situation to interpret. As the use

Table 8. Estimates of the log-linear parameters of the models chosen for the use of reversible methods among high-risk women in Korea.

Factor	\underline{u}^a	Odds modifier ^b
Urban		
	Model: (EX)	
Education (E)	-0.139	0.757
(Overall user)	0.349	2.008
Rural		
	Model: (CX)	
No. of children (C)	-0.071	0.867
(Overall user)	0.454	2.477
	Model: (EX)	
Education (E)	-0.074	0.863
(Overall user)	0.547	2.986
	Model: (X)	
(Overall user)	0.497	2.703

^aFor the lower category. For the higher category, change the sign.

^bFor the lower category. For the higher category, multiply the reciprocal.

of reversible methods is independent of these factors, it must be considered as a random event in this system of six independent variables.

Permanent Methods Use-In contrast to reversible methods, a fairly large number of factors are involved in the use of permanent methods (Table 9), suggesting complicated decision-making processes for acceptance of sterilization. In the urban areas three or four factors-AGE, ABORT, EDUC, and probably CHILD-are playing key roles, while in

Table 9. Estimates of the log-linear parameter of the models chosen for the use of permanent methods among high-risk women in Korea.

Factor	u^a	Odds Modifier ^b
Urban	Model: (AX) (BX) (CX) (EX)	
Age (A)	-0.121	0.785
Abortion	0.069	1.149
No. of children (C)	-0.056	0.895
Education (E)	-0.172	0.709
(Overall user)	0.376	2.123
	Model: (AX) (BX) (EX)	
Age (A)	-0.145	0.748
Abortion (B)	0.073	1.156
Education (E)	-0.163	0.722
(Overall user)	0.374	2.111
Rural	Model: (CX) (EX)	
No. of children (C)	-0.165	0.719
Education (E)	-0.205	0.663
(Overall user)	0.295	1.806

^aFor the lower category. For the higher category, change the sign

^bFor the lower category. For the higher category, multiply the reciprocal.

the rural areas two or three factors—CHILD, EDUC; and probably DESIR—are significant. As in other methods, EDUC exerts the strongest influence. Consistent with the nature of sterilization, significant factors involved—AGE and ABORT in the urban areas and CHILD in the rural areas—are considered more related to termination of pregnancy than spacing.

IV Conclusions and Discussion

This study has investigated the causal relationship between contraceptive use and six selected explanatory variables among the women highly exposed to unwanted pregnancies in Korea, using the 1979 Korean Contraceptive Prevalence Survey data. By applying log-linear models, we have attempted to identify the significant factors and to estimate the magnitude of the effect of each factor. Analysis was conducted for urban and rural areas separately and contraceptive methods were grouped into several categories.

The results seem to indicate that different factors are operating, depending on the methods of contraception. The causal structure is simple for reversible methods but it is rather complicated for permanent methods. Education of woman is by far the most important factor across the methods and residential areas. In addition to education, in the urban areas experience of abortion stands out as the determinant, while in the rural areas so does the number of living children. Each of these factors exerts the effect independently; there is no evidence of joint effects of the factors, at least when residential area is controlled.

There are two aspects to consider for the apparent differences in the urban-rural causal structures. First, the latter appears to be simpler

than the former. This aspect may reflect the relative complexity of urban life and urban dwellers in comparison with the rural. Second, as pointed out, abortion is a leading determinant in the urban areas but so is the number of living children in the rural areas. However, if abortion is considered as a popular urban practice to deal with excessive births, the underlying causal structure may be regarded similar between urban and rural areas.

In any case the variables identified as the significant determinants—such as education, abortions, or number of children—and the degree of their effects do not greatly differ from what was anticipated. What is surprising may be, however, in the variables excluded from the model. We expected desiredness of the last pregnancy (D) would to be a strong factor but, in effect, it appeared only once in the use of permanent methods in the rural areas. However, further scrutiny of the data being used has revealed that certain explanatory variables present extremely strong associations. Above all the strongest two-factor interaction is observed between ABORT and DESIR (BD). The chi-square contributions of partial and marginal associations for this particular combination frequently exceed 1,000 (for one degree of freedom) in either urban or rural areas (Table 4). CHILD and DESIR (CD) also show a very close association. Further, a highly significant three-factor interaction is noted for CHILD, ABORT, and DESIR (BCD). Thus, even if DESIR is not one of the determinants of contraceptive use by our statistical analysis, it nonetheless is closely related with the established determinants.

It may be said that there are two objectives for the use of contraception in terms of childbearing: termination and spacing. The general opinion of informed people in the Korean program is that most users,

if not all, are the terminators, regardless of contraceptive methods. In fact, the 1978 survey has revealed that 92 percent of the contraceptive users are for fertility termination and only 6 percent are for spacing (Byun and Koh, 1979). By the nature of sterilization the permanent method users are obviously terminators, but the reversible method users may or may not be terminators. It is likely that characteristics and determinants of users are different depending on terminator or spacer.

Although we did not examine these two groups specifically, our data indicate that the pattern of factors is entirely different between the permanent and reversible methods users. For the permanent methods, factors—such as AGE, CHILD, and DESIR— that are indicative of termination dominate, while EDUC appears to be the only determinant operating for the reversible methods. Under the circumstances, a substantial portion of reversible methods can be spacers. On the other hand, if reversible method users are also essentially terminators, they may be more intelligent than permanent method users.

One aspect of contraceptive availability is measured by number of sources known to woman (Morris et al., 1981). If so, at least in Korea, availability seems to be only a weak factor of contraceptive use, contradicting earlier studies of Tsui et al., 1981, and Tsui, 1982. Some speculations may be advanced to this situation. In a society such as Korea, which has a vigorous program for a relatively long period of time and a fairly high general acceptance of family planning, the role of availability may not be important any more. Number of sources known may reflect, to a substantial degree, the general level of social development including education. Indeed our data show a strong association between education and the number of known sources (EF),

especially in the urban areas. Then some other measurement of availability may present a different situation from ours. A recent study seems to indicate that accessibility (time-to-source) has a greater effect on the use of supply methods than source knowledge in the rural areas (Cornelius and Novak, 1983). The weak relationship may be also to some extent attributable to the operational definition of availability adopted here—number of sources known for methods other than that currently used.

Each factor may be operating independently on the use of contraceptives, but there appear to be complicated interrelationships among the factors. We have already pointed out some unusually strong associations between pairwise factors with respect to ABORT (B), CHILD (C), and DESIR (D). There are several other strong associations, such as between CHILD and EDUC (CE), CHILD and AGE (CA), or EDUC and DESIR (DE). Furthermore, significant partial and marginal associations are frequently encountered for the following three-factor interactions: BCD, AEF, BDF, ABF, and ACE, though data are not shown here. Some of these may represent causal relationships.

Admittedly, there would be many other factors that affect contraceptive use. The Korea Institute for Population and Health (1982) cites family size norm and son preference as the major concerns in reducing fertility among other factors. When these other variables are included in the analysis, the finding can be quite different from the current one. When the effect of an explanatory variable is not linear, a change in the cut-off point for dichotomous categorization can result in difference findings. Though the log-linear model is a very powerful tool in analyzing multidimensional categorical data, the result is valid only for the data as presented. The data from a complex survey can

be presented in vastly different ways by choosing different sets of variables. Conceptual framework for the causal relationship and selection of appropriate variables are then important tasks preceding analytical work.

ACKNOWLEDGMENT

This study was supported in part by contracts between the Westinghouse Health Systems and the East-West Center (Subcontract HS 15,042) and between the United States Agency for International Development and the East-West Center (AID/DS/PE-C-0002). The authors are thankful for the helpful comments provided by Gary Lewis and the reviewers on earlier drafts of this paper. Thanks also are extended to the Korea Institute for Population and Health for providing a copy of the data file, and to B.T. Park for assisting with the computation.

REFERENCES

- Andrews, F., J. Morgan, J. Sonquist, and L. Klem. 1973. *Multiple Classification Analysis*, Second Edition. Ann Arbor: Institute for Social Research, University of Michigan.
- Bishop, Y.M.M. 1969. Full contingency tables, logits, and split contingency tables. *Biometrics*, 25:119-238.
- Bishop, Y.M.M., S.E. Fienberg, and P.W. Holland. 1975. *Discrete Multivariate Analysis: Theory and Practice*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
- Brown, M.B. 1976. Screening effects in multidimensional contingency tables. *Applied Statistics*, 25:37-46.
- Byun, J.H., and K.S. Koh. 1979. *1978 Family Planning and Fertility Survey*. Korean Institute for Family Planning.
- Cho, N.H., and Y.S. Chang. 1982. Current status of contraceptive practice: and interim report of 1982 Korean Family Health Survey (in Korean). *Journal of Population and Health Studies*, 2:138-150.
- Cornelius, R.M., and J.A. Novak. 1983. Recent research on the availability of family planning methods in developing countries. Paper presented for the annual meeting of the Population Association of America. Pittsburgh.
- Cox, D.R. 1970. *The Analysis of Binary Data*. London: Methuen.
- Entwisle, B., A.I. Hermalin, P. Kamnuansilpa, and A. Chamratrithirong. 1982. A multilevel model of family planning availability and contraceptive use in rural Thailand. Research Reports No. 82-28. Population Studies Center, University of Michigan.
- Fienberg, S.E. 1980. *The Analysis of Cross-Classified Categorical Data*,

- Second Edition. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
- Freedman, R., S.E. Khoo, and B. Supraptilah. 1981. Modern contraceptive use in Indonesia: a challenge to conventional wisdom. WFS Scientific Reports No. 20. International Statistical Institute and World Fertility Survey.
- Goodman, L.A. 1971. The analyzing multidimensional contingency tables, stepwise procedure and direct estimation methods for building models for multiple classifications. *Technometrics*, 13:33-61.
- Haberman, S. 1978. *Analysis of Qualitative Data*, Vol. I. New York: Academic Press.
- Han, D.W. 1970. *The Republic of Korea*. Country Profile. New York: Population Council.
- Hong, S.B., and W.B. Watson. 1976. *The Increasing Utilization of Induced Abortion in Korea*. Seoul: Korea University Press.
- Immerwahr, G. 1981. Contraceptive use in Sri Lanka. WFS Scientific Reports No. 18. International Statistical Institute and World Fertility Survey.
- Koh, K.S., H.S. Hahm, and J.H. Byun. 1980. *1979 Korea Contraceptive Prevalence Report*. Seoul: Korean Institute for Family Planning.
- Korea Institute for Population and Health. 1982. *An Overview of National Family Planning Program in Korea: A Summary Explanation*. Seoul.
- Morris, L., G. Lewis, D.L. Powell, J. Anderson, A. Way, J. Cushing, and G. Lawless. 1981. Contraceptive prevalence surveys: a new source of family planning data. Population Reports Series M, No. 5., Vol. IX (3). M 161-M 200.
- Naipeng, T., and I. Abdurahman. 1981. Factors affecting contraceptive use in Peninsular Malaysia. WFS Scientific Reports No. 23. In-

- ternational Statistical Institute and World Fertility Survey.
- Nair, N.K., L. Smith, and G. Lewis. 1982. Factors associated with contraceptive use in Costa Rica. *Contraceptive Prevalence Surveys Reprint Series No. 5*. Columbia, Maryland: Westinghouse Health Systems.
- Park, H.J., K.K. Chung, and D.S. Han. 1974. A study on some behavioral problems in sequential processes of adoption in family planning. *Journal of Family Planning Studies* (Seoul) 1:81-136.
- Pebley, A.R., and J.W. Brackett. 1982. The relationship of contraceptive availability to contraceptive use. *International Family Planning Perspectives and Digest* 8:84-92.
- Ravenholt, R.T., and J. Chao. 1974. Availability of family planning services: the key of rapid fertility reduction. *Family Planning Perspectives* 6:217-223.
- Soeradji, B., and S.H. Hatmadji. 1982. Contraceptive use in Java-Bali: a multivariate analysis of the determinants of contraceptive use. WFS Scientific Reports No. 24. International Statistical Institute and World Fertility Survey.
- Tsui, A.O. 1982. Contraceptive availability and family limitation in Mexico and rural Korea. *International Family Planning Perspectives and Digest* 8:8-18.
- Tsui, A.O., D.P. Hogan, J.D. Teachman, and C. Weltichanes. 1981. Community availability of contraceptives and family limitation. *Demography* 18:615-625.
- United Nations. 1979. *Factors Affecting the Use and Non-Use of Contraception*. New York.

Appendix: Number of women by contraceptive use (X), and by age (A), experience of abortion (B), number of children (C), whether the last pregnancy was wanted (D), education (E), and contraceptive availability (F), KCPS

variables						X			
						Urban		Rural	
A	B	C	D	E	F	Yes	No	Yes	No
1	1	1	1	1	1	0	0	1	0
1	1	1	1	1	2	23	5	8	3
1	1	1	1	2	1	5	0	0	0
1	1	1	1	2	2	72	11	12	1
1	1	1	2	1	1	0	0	0	0
1	1	1	2	1	2	71	13	33	4
1	1	1	2	2	1	5	0	0	0
1	1	1	2	2	2	155	18	30	6
1	1	2	1	1	1	0	0	0	0
1	1	2	1	1	2	12	1	5	0
1	1	2	1	2	1	1	0	0	0
1	1	2	1	2	2	12	1	2	0
1	1	2	2	1	1	2	0	0	0
1	1	2	2	1	2	38	6	26	5
1	1	2	2	2	1	0	0	0	0
1	1	2	2	2	2	30	1	12	3
1	2	1	1	1	1	0	0	1	3
1	2	1	1	1	2	55	33	73	26
1	2	1	1	2	1	7	0	2	0
1	2	1	1	2	2	214	43	49	9
1	2	1	2	1	1	0	0	0	1
1	2	1	2	1	2	1	1	2	0
1	2	1	2	2	1	0	0	0	0
1	2	1	2	2	2	16	2	0	1

Appendix (continued)

variables						X			
						Urban		Rural	
A	B	C	D	E	F	Yes	No	Yes	No
1	2	2	1	1	1	0	0	4	1
1	2	2	1	1	2	23	5	53	8
1	2	2	1	2	1	0	0	0	0
1	2	2	1	2	2	20	3	15	1
1	2	2	2	1	1	0	0	0	0
1	2	2	2	1	2	8	0	9	1
1	2	2	2	2	1	0	0	0	0
1	2	2	2	2	2	5	0	2	0
2	1	1	1	1	1	5	0	0	0
2	1	1	1	1	2	25	5	4	1
2	1	1	1	2	1	2	0	0	0
2	1	1	1	2	2	88	15	9	1
2	1	1	2	1	1	3	0	0	0
2	1	1	2	1	2	108	28	36	10
2	1	1	2	2	1	2	0	0	0
2	1	1	2	2	2	352	28	38	3
2	1	2	1	1	1	7	2	2	0
2	1	2	1	1	2	95	11	89	13
2	1	2	1	2	1	0	0	0	0
2	1	2	1	2	2	136	17	28	1
2	1	2	2	1	1	23	6	21	5
2	1	2	2	1	2	639	127	753	156
2	1	2	2	2	1	1	0	3	0
2	1	2	2	2	2	635	65	153	6
2	2	1	1	1	1	13	1	5	1
2	2	1	1	1	2	57	18	44	9
2	2	1	1	2	1	6	0	1	1

Appendix (continued)

variables						X			
						Urban		Rural	
A	B	C	D	E	F	Yes	No	Yes	No
2	2	1	1	2	2	159	30	30	3
2	2	1	2	1	1	0	0	0	0
2	2	1	2	1	2	5	0	9	1
2	2	1	2	2	1	0	0	0	0
2	2	1	2	2	2	28	0	4	1
2	2	2	1	1	1	17	9	50	6
2	2	2	1	1	2	170	32	488	78
2	2	2	1	2	1	11	4	4	1
2	2	2	1	2	2	233	23	98	6
2	2	2	2	1	1	12	4	15	2
2	2	2	2	1	2	100	29	239	41
2	2	2	2	2	1	1	0	1	0
2	2	2	2	2	2	57	7	23	5

For categories of variables A-F, see Table 1.

妊娠 危險 婦人의 避妊 實踐에 影響을 미치는
要因에 관한 對數 線型 分析

朴 在 彬

咸 喜 順

趙 南 勳

1983. 12.

韓國 人口 保健 研究院

要 約

本 研究는 1979年 韓國 避妊普及 實態調査 資料를 이용하여 追加 妊娠을 願치않는 婦인들의 避妊 實踐과 選擇된 몇개의 說明 變數 사이의 因果 關係를 對數線型(Log-linear) 모델을 이용해 分析한 것이다.

說明 變數로는 「婦人 年齡」, 「人工流產 經驗」, 「現存 子女數」, 「마지막 임신의 希望 與否」, 婦인의 「教育 程度」, 「避妊 普及處에 대한 知識 程度」를 選擇하였다. 이 밖에 居住地와 避妊 方法을 統制 變數(Control Variable)로 使用하였다.

因果의 構造는 農村이 都市보다 單純하였고 일시적 避妊 方法이 永久의 方法보다 더욱 單純하였다. 婦人の 教育 程度는 모든 避妊 方法, 居住地를 通하여 가장 重要한 要因으로 나타났다.

또한 都市에서는 人工流產이 有意하게 나타난 반면 農村에서는 現存 子女數가 有意한 것으로 나타났다.

I. 序 論

政府 家族計劃 事業이 着手된 1962年 당시 15-44세 유배우 婦인의 避妊 實踐率은 5「퍼센트」未滿으로 推定되었다. (韓, 1970) 그후 避妊 實踐率은 점차 증가하여 1971년에는 25「퍼센트」, 1976년에는 44「퍼센트」, 1979년에는 54「퍼센트」로 增加하였다. (高, 1980)

最近의 調査 結果에 의하면 1982年의 避妊 實踐率은 58「퍼센트」로 그중 48「퍼센트」가 效果인 方法을 쓰고 있고 나머지 10「퍼센트」가 기타법(리듬, 질정, 질외사정)을 使用하고 있었다. (趙, 1982)

그러나 婦人の 社會, 經濟的 特性和 그들이 살고 있는 地域에 따라 避妊 實踐率은 상당히 다르게 나타나고 있다. 또 事業 變數도 避妊 受

容에 重要한 役割을 지니고 있을 可能性이 있으며, 예를들어 Ravenholt와 Chao(1974)는 避妊 서비스의 可用性(Availability)을 重視하였다.

이러한 避妊의 需要, 供給과 關聯된 여러가지 要因들은 서로 Correlate 되어 있으며 避妊 實踐에 미치는 要因들의 複合作用은 매우 複雜한 것으로 믿어진다.

1979年 韓國 避妊普及 實態調査에 의하면 都市의 避妊 實踐率은 55.1「퍼센트」로 農村의 53.6「퍼센트」보다 약간 높은 것으로 나타났다. 이러한 地域간의 差異는 젊은 年齡이나 또는 子女數가 적은 婦人層에서 더욱 현저하게 나타나고 있으며 대략 10「퍼센트」포인트의 差를 보이고 있다. 그러나 婦人의 教育을 統制했을때 都市의 優越性은 사라지고 오히려 農村에서 더 높은 避妊 實踐率을 보여 준 境遇도 있다. (高, 1980)

近來에 이르러 多變數 分析 方法(MVA)이 避妊 實踐에 影響을 미치는 要因들에 대한 分析에서 많이 利用되고 있으며, 특히 世界 出產力 調査의 實施 이후, 婦人들의 出產과 關聯된 많은 資料가 利用 可能해짐에 따라 이러한 分析 方法이 자주 利用되고 있다. (Immerwahr, 1981; Freeman et al., 1981; Naipeng and Abdurahman, 1981; Soeradji and Hatmadji, 1982; Tsui et al., 1981; Tsui, 1982; Pebley and Brackett, 1982)

最近 일련의 避妊 普及 調査(Contraceptive Prevalence Survey)가 여러 國家에서 實施됨에 따라 이 資料를 利用하여서도 類似한 研究가 나오기 시작하였다. (Nair et al., 1982; Entwisle et al., 1982) 이러한 研究中에는 避妊 서비스의 可用性(Availability)을 獨立 變數로 取扱한 경우도 있으나(Tsui et al., 1981; Tsui, 1982; Pebley and Brackett, 1982; Entwisle et al., 1982) 人口學的 變數 및 社會 經濟的 變數들 만을 要因으로 취급하는 것이 일반적 傾

向인 듯하다.

方法論 上으로 많은 研究들이 多變數 分析法를 利用하고 있으나 이 方法은 獨立 變數들 간에 相互 作用이 없다는 假定 下에 連續 變數로서의 從屬 變數에 의하여 分析하도록 되어 있다. (Andrews et al., 1973)

Path 모델을 利用한 因果 分析(U.N.,1979; Nair et al.,1982)도 있으나 이것도 원칙적으로 連續 正規 變數에 사용하여야 한다.

당연히 避妊 實踐은 實踐, 非實踐의 二分(Dichotomous) 變數이고 獨立 變數들은 서로 關聯되어 있는 경우가 많다. 이러한 理由 때문에 最近의 研究에서 Log-linear Model(Tsui et al., 1981; Pebley and Brackett, 1982)과 Logit Model(Entwisle et al., 1982)이 利用되게 된 것은 아마 이러한 理由에 起因하는 듯하다.

한국에서의 避妊 實踐에 대한 要因 研究에는 多變數 分析이 그리 많이 利用되고 있지 않은 편이다. 박형중(1974) 등은 人口 要因과 行動 科學的 變數를 檢討하여 커뮤니케이션, 배우자, 친척들의 態度등이 家族計劃 受容 過程에 重大한 役割을 하고 있음을 強調하였다. 이 研究는 示範 保健所가 所在하는 農村 地域에 局限한 것이었다.

本 研究의 目的은 韓國에서의 最近 調查 資料를 利用하여 避妊 實踐에 미치는 몇몇 變數들의 影響을 同時 分析 評價하는데 있다. 要因에는 「피임 서비스 可用性」도 包含하였다. 原資料는 避妊 實踐 普及 狀況을 調查키 위해 特別히 考案된 것이다. 主된 分析 方法은 對數線型(Log-linear) 모델로써 避妊 實踐과 獨立 變數들 사이의 因果 關係를 分析하였다.

II. 資料 및 分析方法

本 研究는 1979年 韓國 避妊普及 實態調査의 資料를 利用하였다. 이 調査는 人口保健研究院¹⁾과 Westinghouse Health Systems이 共同으로 實施한 것으로 Westinghouse가 避妊 實踐과 家族計劃 事業管理에 必要한 其他 資料를 수집키 위해 國際的인 調査用으로 개발한 標準 質問紙 (Model Questionnaire)를 韓國의 실정과 特有의 必要性을 反映하여 몇가지 內容을 修正, 補完하여 使用하였다. (高, 1980)

調査는 訓練된 調査員을 통해 市, 道別로 確率 抽出된 15-49세의 既婚 女性을 面接하여 이루어 졌다. 이밖에 家口를 對象으로한 面接 調査도 있었다.

本 調査는 약 14,000名에 이르는 個人 調査 內容에 依據한 것이다. 標本 抽出法, 現地 調査法, 資料處理 過程 등은 家族計劃 研究院의 主管 下에 實施되었다. (高, 1980)

韓國에서 家族計劃 事業이 시작된 이래 大規模의 “出産力 및 家族計劃” 調査가 여러번 있었다. 1964年 부터 1979年 사이 家族計劃 研究院은 모두 11번의 全國 標本 調査를 實施하였으며 1974年 韓國의 世界 出産力 調査도 그중의 하나였다.²⁾

이와같이 家族計劃 研究院은 각종의 調査 經驗을 지니고 있으며 그 調査 資料의 質이 높은 것으로 評價되고 있다.

이 研究에서의 從屬 變數는 避妊의 現在 實踐 與否이며 經驗은 考慮하지 않았다. KCPS³⁾ 調査에는 避妊 方法으로 9개가 提示되어 있

1) 前 家族計劃 研究院

2) 그동안 家族計劃 研究院은 여러번 組織上的 變化가 있었다. 처음에는 保健 社會部의 家族計劃 評價班에서 시작하여 最近에는 韓國 人口保健 研究院으로 再組織되었다.

3) KCPS는 韓國 避妊普及 實態調査의 略字임.

다. (이밖에 人工流産도 避妊法으로 되어 있으나 本 研究에서는 除外하였다.) 이들 9개의 方法을 다시 그 性格에 따라 몇 群으로 分類하였다. 즉 政府 避妊 方法이라 하면 政府 事業에 包含된 方法인 먹는약, 콘돔, 자궁내장치, 정관수술 및 난관수술을 말하며 普及處는 官給이건 民間이건 相關이 없다. 이중 먹는약, 콘돔 및 자궁내장치를 묶어서 「일시적 方法」으로, 정관 및 난관수술을 합하여 「永久的 方法」으로 區分하였다. 「全方法」이라 함은 질정제, 월경주기법 등을 包含한 모든 避妊法을 말한다.

獨立 變數로는 「婦人 年齡」, 「人工流産 經驗」, 「現存 子女數」, 「마지막 임신의 希望與否」, 「認知하고 있는 避妊 普及處의 數」, 「부인의 教育水準」의 6개를 選擇하였다. 이중 認知하고 있는 避妊 普及處의 數는 흔히 「피임 서비스의 可用性」(Availability)을 測定하는 手段으로 利用되고 있다. (Morris et al., 1981) 그러나 本 研究에서는 避妊 實踐者에 限하여 現在 使用하고 있는 方法은 아는 普及處의 數에서 除外하였다. 그 理由は KCPS 같은 調査에서는 應答한 婦人이 特定 方法에 대한 普及處를 알고 있었기 때문에 그 方法을 利用하게 되었는지 그렇지 않으면 그 方法을 써야겠다는 動機가 強하였기 때문에 그 普及處를 스스로 찾아 내었는지를 區別할 수 없기 때문이다. 後者의 경우, 알고 있는 普及處의 數는 「避妊 서비스의 可用性」을 測定하기 보다는 그 方法에 대한 需要를 測定하는 것으로 看做할 수 있다. 이밖에 婦人の 現 居住地는 統制 變數로 사용하였다. 위의 모든 變數들은 二分 (Dichotomous) 變數로 取扱하였다. 變數에 대한 자세한 內容은 〈표-1〉에 要約하였다. (P. 12, 英文表 參照)

이와같은 變數에 대한 資料가 15-49세의 既婚 婦人 全員에게서 얻어졌지만 이 研究에서는 對象 選擇에 몇가지 制限을 加하였다. 우선 KCPS 報告 (高, 1980)와 過去의 여러 報告들과 比較를 위해 15-44세 婦人으로 制限하였다. 그리고 獨立 變數중에 「마지막 임신 希望與

否]가 들어 있기 때문에 妊娠 經驗이 없는 婦人은 除外하였다. 또 韓國에서는 私生兒 出産이 대체로 드물기 때문에 現 有配偶 婦人만을 分析 對象으로 하였다. 그 結果 14,000 名의 面接 婦人中 11,230 名이 즉 80「퍼센트」의 婦人이 最終적으로 選擇되었다. 이 年齡層의 全體 避妊 實踐率이 都市 55.1「퍼센트」對 農村 53.6「퍼센트」였으나 이렇게 制限한 婦人들에게서는 實踐率이 都市 58.5「퍼센트」對 農村 55.7「퍼센트」로 약간 높아졌다.

그러나 現 有配偶 婦人이라 해서 모두 避妊의 對象이 되는 것은 아니다. 만일 避妊이 願치 않는 妊娠을 막는데 目的이 있다면 妊娠의 危險속에 있지 않은 婦人은 이 研究의 對象에서 除外될 수도 있으므로 妊娠 危險의 程度에 따라 5개의 구분으로 다음과 같이 나누어 分析하였다.

分 類

定 義

- 集團 1 : 모든 現 有配偶 婦人
 集團 2 : 1 集團에서 現在 妊娠中인 婦人 除外
 集團 3 : 2 集團에서 가능한한 빠른 시일내에 妊娠을 願하는 婦人 除外
 集團 4 : 2 集團에서 앞으로 追加 子女를 원하는 婦人 除外
 集團 5 : 3 集團에서 現在 남편과 同居하지 않고 있거나, 産後 無月經 中인 婦人 또는 자신이 폐경이거나 不妊 이라고 알고 있는 婦人 除外

이들중 5 번째 集團 婦人(高妊娠 危險 婦人)을 특히 자세히 分析하였다. 이들에 대해 7개의 變數를 交叉시켜 都市, 農村別로 分類해 본 表는 附錄에 있다.

여기서 利用한 모든 變數는 二分 不連續的(Dichotomous Qualitative Data) 資料이기 때문에 變數間에 存在하는 相互 關係를 찾아내

기 위하여 對數線型 (Log-linear) 모델을 適用하였다. (Bishop et al., 1975; Haberman, 1978) 이 모델은 交叉 分類表의 頻度가 主效果 (Main Effects)와 相互作用 效果 (Interaction effects)의 相乘型 (Multiplicative Form)으로 表現되는 것으로 假定한다.

그러므로 期待 頻度の 自然 對數는 分散 分析에서와 마찬가지로 形態인 相加 函數로 表現된다.

예를들어 만일 n_{ijk} 가 3개의 變數 A, B, C로 된 交叉 分類表의 (i, j, k) 째 cell의 觀察 頻度라고 하면 이에 해당하는 期待值 m_{ijk} 의 對數는 다음과 같이 表現된다.

$$\log_e m_{ijk} = \mu + \mu_i^A + \mu_j^B + \mu_k^C + \mu_{ij}^{AB} + \mu_{ik}^{AC} + \mu_{jk}^{BC} + \mu_{ijk}^{ABC}$$

이때 μ 는 個個의 效果를 나타내며 위에 쓴 添數 (Superscript)는 해당 變數를, 밑에 쓴 添數 (Subscript)는 그 變數의 값을 뜻한다.

이러한 效果들은 전체적인 平均效果 μ 로부터의 偏差로 算出되기 때문에 다음의 條件이 分散 分析에서와 같이 滿足되어야 한다.

$$\sum_i \mu_i^A = \sum_j \mu_j^B = \sum_k \mu_k^C = 0$$

$$\sum_i \mu_{ij}^{AB} = \sum_j \mu_{ij}^{AB} = \sum_i \mu_{ik}^{AC} = \sum_k \mu_{ik}^{AC} = \sum_j \mu_{jk}^{BC} = \sum_k \mu_{jk}^{BC} = 0$$

$$\sum_i \mu_{ijk}^{ABC} = \sum_j \mu_{ijk}^{ABC} = \sum_k \mu_{ijk}^{ABC} = 0$$

위의 對數線型 (Log-linear) 모델은 모든 可能한 效果들을 包含하고 있기 때문에 飽和모델 (Saturated Model)이라 하며 이때 觀察值와 期待值는 一致한다. 즉 $n = m$ 이다. 對數線型 分析은 이 飽和 모델에 特定한 效果를 0으로 設定하여 資料에 적합한 모델중 가장 簡單

한 (Parsimonious) 것을 選擇하면 된다. 適合度 (Goodness-of-fit) 는 尤度比 카이 自乘 G^2 (Likelihood Ratio Chi-square) 으로 檢證하는 바 G^2 은 다음과 같이 表示된다.

$$G^2 = 2 \sum (n_i \log_e n_i / m_i)$$

어떤 특정 모델이 選定되면 그 모델에 있는 變數들은 主效果 (Main Effect) 와 相互作用 效果 (Interaction Effect) 의 크기를 나타낸다.

또한 對數線型 分析은 交叉 分類表 上에 나타나는 變數간의 構造的 關係를 提示한다. 어느 한 變數를 從屬 變數로 할 때 對數線型 모델은 Logistic Model 과 同等하여 진다. (Bishop, 1969) 實際적으로 說明 變數間的 相互作用이 있는 것을 條件으로 하고 獨立 變數가 끼어있는 對數線型 모델을 고르면 이것이 바로 Logistic Model 이 된다. (Cox, 1970; Fienberg, 1980)

最適모델 (Best-fit Model) 은 Goodman(1971) 이 提示한 것처럼 段階的 過程에 따라 選定하는데, 이는 두개의 Logistic Model 즉 하나는 檢定하고자 하는 效果 (Effect) 를 包含시키지 않고, 또 하나는 包含시킨 두개의 Model 을 G^2 의 差로 比較하면서 進行한다.

이 研究에서는 都市와 農村을 別途로 分析하였는데 각 地域의 合計 觀察值 (Observed Aggregates) 에 對하여 對數線型 모델을 適用하였다. KCPS는 標本 抽出 方法上 全國值를 推定할때 市道別로 加重值를 適用하였지만 對數線型 모델은 그 技術的 制限 때문에 加重值가 없는 觀察值에 대하여 그대로 適用할 수 밖에 없었다. 만일 市道 間에 因果 構造가 크게 相異하다면 結果적으로 本 研究의 所見은 심각한 制限性을 가질 것이다. 그러나 KCPS 報告書 (高, 1980) 를 檢討하여 보면 이러한 市道別 差異가 그리 큰것 같지 않다.

Ⅲ. 分 析 結 果

表2 (P. 17, 英文表 參照)는 K + 1次 以上の 要因 相互作用 (K + 1 and Higher Factors Interactions)이 없다는 條件 下에 K要因 Marginal 表에 對하여 對數線型 모델을 婦人의 妊娠 危險 程度別 구분別로 適用한 結果를 보여주고 있다. 이러한 適用 結果는 주어진 資料에 적합한 모델을 選擇하는 실마리를 提供한다. 예를들어 만일 二要因 Marginal의 카이自乘值가 有意하고 三要因 Marginal의 카이自乘值가 有意하지 않다고 하면 그 資料에 適合한 모델은 二要因 相互作用은 갖게 되나 三要因 相互作用이 전부 必要치 않음을 뜻한다.

表를 살펴보면 7개의 變數 間의 構造的 關係가 첫 4개 구분에서는 비슷할 뿐만 아니라 매우 複雜하게 얽혀져 있다. 비록 妊娠 危險 狀態가 구분1에서 구분4로 옮김에 따라 약간씩 單純해지는 傾向이 있기는 하지만 構造的 關係에서의 變化는 거의 없는 편이다. 都市의 境遇에서는 4要因 以下 Marginal 이, 農村의 境遇에서는 3要因 以下 Marginal 이 모두 有意한 것으로 나타났다. 高次 相互作用으로 表現된 複雜한 變數間 構造는 그 해석이 어려운 것은 물론이다.

高妊娠 危險 婦人(第5集團 婦人)의 變數 構造는 다른 구분들에 비해 分明히 差異를 보이는 듯하다. 第4集團과 第5集團 사이에는 構造上 급격한 變化가 있다. 妊娠 危險도가 높아 감에 따라 구분內의 多樣性이 減少하기 때문에 變數 間의 構造가 繼續적으로 單純해 지리라는 것은 期待되는 바이지만 이러한 급격한 變化는 括目할 만하다고 하겠다.

表2 (P. 17 英文表 參照)에 의하면 都市 地域에 適合한 最單純 (Most Parsimonious) 對數線型 모델은 2 要因 相互作用과 3 要因 相互作用의 混合型이어야 할 것이며 반면에 農村 모델은 主效果(Main

Effect)와 2 要因 相互作用 만으로 充分할 것으로 보인다.

第5集團에는 避妊 非實踐者가 1,028名 이었으며 實踐率은 85「퍼센트」에 해당한다. 表3 (P.18, 英文表 參照)은 이들 婦人의 各說明 變數 카테고리別로 避妊 實踐率을 나타내고 있다. 都市, 農村 共히 「年齡」과 「可用性」의 두 要因에서는 有意差를 發見하지 못하였으나 居住 地域에 따라 說明 變數는 각기 다른 樣相을 呈示하는 것 같다. 「教育」만이 두 地域에서 共通으로 有意한 唯一한 要因으로 나타나고 있다.

都市 婦人들 中에는 「人工流產 經驗」과 「마지막 妊娠의 希望與否」에 따라 避妊 實踐率이 상당히 달랐다. 반면에 農村 婦人들에게서는 위의 要因들 보다는 「자녀수」에 따라 有意差가 나타났다. 여기서 添言할 것은 比較的 큰 標本 때문에 비록 3「퍼센트」 以下の 작은 差異라 할 지라도 (例, 마지막 妊娠의 願 婦人의 84.5「퍼센트」 對 不願 婦人의 87.3「퍼센트」) 統計的으로 높은 有意差를 나타냈다는 것이다.

對數線型 모델에서는 要因의 重要性을 偏相關 (Partial Association)과 部分相關 (Marginal Association)의 카이自乘值 寄與로 檢定한다. (Brown, 1976) 表4 (P.19, 英文表 參照)은 이러한 寄與 數值中 從屬 變數가 關與하고 있는 2 要因 및 3 要因 相互作用을 呈示하고 있다. 2 要因 相關에 限하여 從屬 變數가 關與하지 않은 카이自乘 寄與值도 收錄하였는데 이것은 特定한 要因들 사이의 相關性的 強度를 보여주기 위한 것이다. 變數들 모두가 二分 變數이기 때문에 각 效果의 自由度는 1이다.

教育(EX) 要因은 居住 地域이나 使用 避妊 方法에 관계없이 언제나 카이自乘值에 큰 寄與를 하고 있다. 都市의 境遇, 「人工流產 經驗」역시 일시적 方法을 除外하고 매우 큰 카이自乘 寄與를 보이고 있다.

「年齡」은 永久 避妊法 使用에서 強하게 나타났다. 農村의 경우는 「자녀수」가 매우 強力한 要因으로 나타났으며 반면에 「人工流產 經驗」은

아무런 효과를 미치지 못하는 것으로 나타났다. 「年齡」과 「可用性」은 都市 地域에서와 비슷하게 나타났으나 「年齡」은 永久 避妊 方法에서 「可用性」은 全方法에서 특히 중요한 要因으로 나타났다. 要因들 간에 특별히 강한 相關을 보인 경우는 「人工流產 經驗」(B)와 「마지막 妊娠의 希望與否」(D), 「年齡」(A)와 「자녀수」(C)와 「教育」(E)였다.

그 다음으로 강한 相關을 보인 경우는 A와 B, A와 D, C와 D였다. 이밖에 都市 地域에서는 D와 E, E와 F, 農村에서는 B와 F도 강한 相關이 있었다.

일반적으로 避妊 實踐은 두 要因의 共同 効果에 의해서는 거의 影響을 받지 않는 것으로 나타났다. 그러나 都市의 境遇 「자녀수」와 「마지막 妊娠의 希望與否」의 複合效果(CDX) 그리고 「자녀수」와 「可用性」의 複合效果(CFX)가 상당히 강한 것으로 보인다. 永久 避妊의 경우에 단 年齡(A)과 자녀수(C)의 共同 效果가 강하게 나타나고 있으며 이런 現象은 農村에서도 비슷한 傾向이 있는 것 같이 보인다.

表5 (P.22, 英文表 參照)에는 避妊 方法別로 適合하다고 判斷된 對數線型 모델을 列舉하였다. 보통 使用되는 表記 方法에 따라 括弧 속의 문자는 避妊 實踐에 有意하게 影響을 미치는 變數들을 나타낸다.

따라서 例로 都市의 境遇 全方法의 使用에 有意한 影響을 미치는 要因은 「人工流產 經驗」(B), 「자녀수」(C), 「教育」(E), 「可用性」(F)을 들 수 있다.

表5의 表記에서는 5개의 要因 總體 間的 相互作用(ABCDE)을 省略하였다. 이것은 因果 分析的인 對數線型 모델에서 모든 說明 變數 間的 相互作用을 包含시키는 것을 條件으로 하기 때문이다.

表5 (P.22, 英文表 參照)에 列舉한 모든 모델들은 그 資料와의 適合도가 매우 높다. (도시에서 $P \geq 0.40$, 農村에서 $P \geq 0.65$), 따라서 그 이상의 效果 削除를 試圖해 볼 수도 있을 것이다.

그러나 表5에 나와 있는 것보다 더 簡單한 모델을 探索한 努力은

虛事였다. 一般的으로 한 效果를 除據했을 경우 G^2 값의 差異는 高度로 有意하였고 이렇게 해서 얻은 모델은 먼저 모델에 比하여 P값에 顯著한 低下가 있었다. 그럼에도 불구하고 두개의 對數線型 모델間的 G^2 값의 有意性이 그다지 높지 않을 경우 한 피임 방법에 대하여 두개 以上の 모델을 列擧한 바 있다.

예를 들면, 都市 地域에서의 永久 避妊法을 생각해 보자. 全般的인 P값으로 볼 때 모델 [AX] [BX] [CX] [EX]의 適合度는 매우 높다. 그러나 有意度가 가장 적은 [CX]를 除去하면 G^2 값이 4.26 增加하여 자유도 1, 有意水準 5「퍼센트」에서 有意하게 된다. 이럴 때 G^2 값의 差는 비록 有意하지만 그다지 큰 것이 아니고 反面에 새로운 모델 [AX] [BX] [EX]는 아직도 그 適合度가 優秀하다. ($P=0.42$) 즉 이러한 境遇 兩모델을 모두 列擧하기로 한 것이다.

또한 表 5 (P. 22, 英文表 參照)는 避妊 實踐에 要因들이 獨立的으로 作用하는 것을 말하고 있다. 즉 說明 變數들 사이에 相互作用이 없다. 그리고 農村 地域의 모델은 都市 地域보다 훨씬 더 많은 要因을 必要로 하고 있으니 永久 方法 受容에는 일시 方法 受容보다 더 複雜한 意思 結定 過程이 要求된다고 하겠다. 政府 方法의 使用에는 비교적 적은 要因이 關與하는 것으로 보인다.

各 要因別로 檢討해 보면 다음과 같다.

1. 婦人の 教育 (E)

이 要因은 避妊 實踐에서 가장 중요한 要因으로 나타났다. 이것은 地域과 方法을 莫論하고 最適 모델에는 의례 끼어 있다. 일시적 方法의 경우 有意한 要因은 오로지 「教育」뿐이었다. 追後 論하겠지만 效果量으로 보아도 「教育」은 여러 要因中 가장 크다.

2. 婦人の 年齡 (A)

期待했던 것과는 달리 이 要因은 一般的으로 有意한 것은 아니었다. 단지 都市에서 永久 避妊을 使用하는 모델에서만 나타날 뿐이다.

3. 人工流産 經驗 (B)

이 要因의 影響은 地域에 따라 다른 樣相을 보이고 있다. 都市에서는 일시적 方法을 除外하고 全方法에서 有意한 要因으로 作用하고 있으나 農村에서는 어떤 方法이건 간에 影響을 미치지 못하고 있다. 이러한 結果는 人工流産이 都市 地域에서 더욱 廣範圍하게 實行되고 있다는 事實(例; 洪, 왓슨, 1976)과 一致되는 結果이다. 또한 「人工流産 經驗」은 더 根本的인 避妊 方法을 찾게 하는 것으로 보인다.

4. 現存 子女數 (C)

「人工流産 經驗」과는 反對로 이 要因은 農村에서 「教育」과 함께 全方法에서 重要的 變數로 作用하나 都市에서는 그렇지 못했다.

5. 마지막 妊娠의 希望與否 (D)

表 5 (P. 22, 英文表 參照)를 보면 이 要因은 6개의 說明 變數 가운데서 가장 덜 重要的 變數 中에 하나임을 알 수 있다. 이러한 結果는 一般的인 期待와는 相馳되는 事實이라 할 수 있다. 이것은 많은 韓國 婦人들이 원치않은 妊娠이 發生하기 前에 避妊을 시작한다고 볼 수 있기 때문이다.

또한 대부분의 願치 않은 妊娠은 人工 流産으로 處理된다고 볼 수 있을 것이다. 그러나 本 研究資料에서는 表 4 (P. 19, 英文表 參照)에서와 같이 地域과 避妊 方法에 關係없이 이 變數와 「人工流産 經驗」(B) 사이에는 상당히 강한 聯關이 있음을 주의해야 할 것이다.

6. 避妊 서비스 可用性 (F)

認知하고 있는 避妊 普及處 數는 都市 農村 兩地域에서 全方法 使用에서 有意한 것으로 나타났지만 일단 特定 方法別로 보면 可用性이란 問題는 有意한 것으로 登場하지 못한다. 이것은 부분적으로 이미 使用하고 있는 方法에 대한 普及處를 認知 數에서 除外했기 때문인지도 모르겠다. 또 韓國처럼 避妊 實踐率이 比較的 높고 家族計劃이 잘 받아들여지는 社會에서는 이 變數의 役割이 그리 중요한 것이 아닐지도 모른다. 뿐만 아니라 나중에도 다시 言及하겠지만 알고 있는 普及處의 數가 認知하고 있는 可能性을 正確히 測定하는 것이 아닌 지도 모르겠다.

表6에서 表9 (P.26~29, 英文表 參照)까지에 避妊 實踐에 대한 對數線型 分析 結果, 얻어진 母數의 推定值를 나타내었다. 여기서 表5 (P.22, 英文表 參照)에서 어느 特定 方法에 對하여 하나 이상의 모델을 呈示한 경우 母數의 推定值들을 全部 題示하지 않았다. 그러나 이런 경우, 省略된 部分에 대해서도 表에 있는 다른 모델들로부터 쉽게 全般的인 事項이 推定될 수 있을 것으로 생각된다. 對數線型 推定值는 β 로 表示하였다. 統計 理論에 의하여 odds*의 修正은 對數線型 效果의 2倍 指數로 된다. 避妊 實踐의 期待 odds는 이러한 對數線型 母數 或은 odds 修正值에 의해 計算될 수 있다.

예를 들어 都市의 全方法에 대한 모델에서 「人工流産 經驗」의 對數線型 效果의 推定值는 0.084이다. 이때 避妊 實踐의 odds는 「人工流産 經驗」에 의해 $\exp(2 \times 0.084) = 1.184$ 로 修正될 것이다. 이와같은 方法으로 「자녀수」(C), 「教育」(E), 「可用性」(F)의 修正值는 각각 0.884, 0.717, 0.817이 될 것이다. 이러한 값들은 각 變數의 첫 카테고리에 대한 것임을 主意해야 한다. 따라서 두번째 카테고리의 修

* $\text{odds} = (\text{어느 事件이 일어나는 確率}) / (\text{그 事件이 일어나지않을 確率})$

正值는 첫 카테고리의 修正値의 逆數(Reciprocal)이다. 全體의인 避妊 實踐者의 odds 가 $\exp(2 \times 0.760) = 4.575$ 이기 때문에 「人工流產 經驗」이 없고, 「자녀수」가 많고, 「教育」을 적게 받고, 「可用性」이 높은 都市 婦人의 避妊 實踐 期待 odds 는 $(4.575), (1.184)^{-1} (0.884)^{-1} (0.717) (0.817)^{-1} = 3.84$ 또는 $\exp[2(0.760 - 0.084 + 0.062 - 0.166 + 0.101)] = 3.84$ 對 1 이다.

이번에는 特定 方法에 대하여 選定된 모델을 檢討해 보기로 하자.

7. 全方法 使用

表6 (P.26, 英文表 參照)에서 처럼 全方法 使用에 대해서는 比較的 많은 要因들이 作用하는데 都市에서는 4개의 要因이 農村에서는 3개 乃至 2개의 要因이 作用하고 있다. 因果 構造는 兩地域 같이 비슷하게 나타났다. 즉 「教育」, 「자녀수」, 「可用性」이 공통적으로 나타난 要因이다. 그러나 都市에서는 「人工流產 經驗」이 追加로 중요한 決定 要因으로 나타났다. 農村에서는 「人工流產 經驗」이 모델에 包含되지 않았을 뿐만 아니라 「可用性」을 除外하여 아주 만족스런 適合을 보이고 있다. 「教育」은 兩地域에서 모두 가장 중요한 要因으로 나타났으며 그 影響力은 다른 要因에 比하여 農村에서 보다 都市에서 훨씬더 컸다. 農村에서 다른 두 要因의 影響은 「教育」보다 약간 약한 것으로 나타났다. 效果의 方向은 期待했던 것과 마찬가지로 「人工流產 經驗」은 正, 기타 要因들은 逆의 效果를 보여 주고 있다.

8. 政府方法 使用

여기서는 比較的 單純한 因果的 構造가 觀察되었다. 都市에서는 단지 「人工流產 經驗」, 「教育」이 有意한 것으로 나타났고 農村에서는 「子女數」, 「教育」이 有意하게 나타났다. (P.27, 英文表 參照) 「人工流

産 經驗」과 「子女數」는 表 4 (P. 19, 英文表 參照)에서 처럼 아주 강한 聯關을 갖고 있기 때문에 두 지역에서의 要因들의 潛在的 構造는 비슷한 것으로 看做할 수 있다. 教育 效果의 程度는 두 地域에서 大略 比等한 것이었지만 農村에서의 「子女數」의 效果는 都市의 「人工流産 經驗」 效果에 비해 훨씬 강한 것으로 나타났다.

9. 일시적方法 使用

일시적 方法 使用에 대해서는 아주 單純한 構造가 觀察되었다.(P. 28, 英文表 參照) 都市에서는 단지 「教育」만이 關與되었다. 農村에서는 여러개의 因果 모델이 다같이 適合한 것으로 觀察되었지만 어느 것이나 複雜하지는 않았다. 「教育」과 「자녀수」는 각기 單獨으로 또는 共同으로 作用한다고 볼 수 있다. 이들 變數의 效果는 그리 크지 않았다. 사실에 있어서 全般的인 카이自乘 값만 가지고 본다면 6개 變數中 어느 것도 有意하다고 볼 수 없다고 까지 말할 수 있다. 만일 이 마지막 모델을 選定한다면 解析하기에 困難한 狀態에 直面하게 된다.

즉 일시적 方法의 사용은 이러한 要因들과 獨立的임으로 적어도 이 6개의 獨立 變數 體系에서 避妊 實踐은 任意 事件(Random Event)으로 밖에 看做할 수 없는 것이다.

10. 永久的方法 使用

일시적 方法과는 달리 상당히 많은 要因이 永久的方法 使用에 關與 되어 있다. (P. 29, 英文表 9 參照) 따라서 不妊 受容에 있어서는 매우 複雜한 意思 結定 過程이 있음을 말해 주고 있다. 都市에서는 3 ~ 4個의 要因 즉 「年齡」, 「人工流産 經驗」, 「教育」, 「子女數」를 지니고 있고, 農村에서는 2 ~ 3個 要因 즉 「자녀수」, 「教育」, 「마지막 妊娠의 希望與否」가 중요한 것으로 나타났다. 다른 方法에서와 마찬가지로

「教育」은 매우 강한 影響을 미치고 있다. 生育조절 보다는 斷産에 더 關聯이 있는 것으로 생각되는 要因— 즉 都市에서 「年齡」과 「人工流産 經驗」, 農村에서 「자녀수」—가 有意하게 關與되고 있는 것은 不妊 自體의 性格에 비추어 安全하다 하겠다.

Ⅳ. 結論 및 討義

이 研究는 1979年 韓國 避妊普及 實態調査(KCPS) 資料를 利用하여 원치않는 妊娠에 露出되 있는 婦人들에 대해 6개의 說明 變數와 避妊 實踐 사이에 因果 關係를 分析한 것이다. 分析 方法으로는 對數 線型 모델을 使用했으며 避妊 實踐에 有意한 影響을 미치는 要因을 찾아내고 각 要因의 效果量을 推定했다. 分析은 都市와 農村으로 나누고 또 避妊 方法도 몇 群으로 分類하여 시도하였다.

分析 結果를 보면 避妊 方法에 따라 다른 要因들이 作用하는 것으로 나타났다. 因果의 構造는 일시적 方法이 比較的 單純한 반면 永久的 方法은 보다 複雜하였다. 婦人의 「教育」은 避妊 方法과 地域에 關係없이 모두 가장 중요한 要因으로 나타났다. 그 밖에 都市에서는 「人工流産 經驗」이 그 다음으로 중요하고 農村에서는 「자녀수」가 중요하였다.

이 要因들은 각각 獨立의으로 效果를 미치고 있었다. 적어도 地域을 統制하면 要因들간의 共同效果(Joint Effect)가 있다는 證據는 보이지 않았다.

都市, 農村의 因果의 構造의 差異를 생각할 때 두가지 점을 考慮해야 할 것으로 보인다. 하나는 農村이 都市보다 더 單純한 構造를 가지고 있다는 것이며 이것은 都市의 生活과 都市 居住者들이 農村에 비해 相對的으로 더 複雜한 狀況에 있다는 것은 反映한다고 볼 수 있을

것이다. 둘째는 이미指摘한 바와 같이「人工流産 經驗」은 都市 地域에서 有力한 影響力을 가진 要因이고 農村에서는「子女數」가 有力하다는 것이다. 그러나 만일「人工流産을 都市에서 널리 使用하는 過剩 出産抑制 手段」으로 看做한다면 潛在的 因果 構造는 兩地域에서 다같이 비슷하다고 할 수 있을지도 모른다. 그러나 有意한 決定 要素로 밝혀진 變數는「教育」,「人工流産 經驗」,「子女數」등이나 그 結果의 程度는 豫想했던 것보다 크게 어긋나는 바 없다 하겠다. 그러나 注目할 點은 오히려 모델에서 除外된 變數들이라 하겠다. 「마지막 妊娠의 希望與否」는 避妊 實踐에 強力한 要因으로 나타날 것으로 豫想하였으나 農村의 永久 避妊方法 使用에서만 겨우 나타났을 뿐이다. 그러나 資料를 詳細히 檢討하여 보면 說明 變數에 따라서는 至極히 강한 相關을 갖고 있음을 알 수 있다. 그중에서도 특히 강한 相關을 보이는 變數는「人工流産 經驗」(ABORT)과「마지막 妊娠의 希望與否」(DESIR)이다. 이 相關의 偏相關 및 限界相關의 카이自乘 寄與値는 都市에서나 農村에서나 보통 1,000이 넘는다. (P.19, 英文表4 參照)「子女數」와「마지막 妊娠의 希望與否」(CD) 역시 매우 긴밀한 相關을 보이고 있다. 더욱이 高度로 有意한 相互作用이「자녀수」,「人工流産 經驗」,「마지막 妊娠 希望與否」간에 (BCD) 觀察되었다. 그러므로 비록 마지막 妊娠의 希望與否가 避妊 使用에는 그리 중요한 變數가 아닌 것처럼 本 研究에서 나타났나 할지라도 이미 確定된 決定 要因과 매우 긴밀히 關聯되 있음을 알 수 있다.

子女出産과 關聯하여 避妊을 使用하는 目的은 두가지로 斷産과 生育 조절을 들 수 있다. 韓國의 家族計劃 事業에 대한 權威者들은 避妊 實踐者의 대부분이 避妊 方法에 관계없이 斷産을 目的으로 하고 있다고 생각하고 있다. 사실 1978년 調査에서도 避妊 實踐者의 92「퍼센트」가 斷産을 目的으로 하고 있었으며 단지 6「퍼센트」만이 生育 조절을 目

的으로 한 것으로 나타났다. (邊, 高, 1979) 避妊 方法別로 볼때不妊術은 분명히 斷産을 目的으로 한다 하겠으나 일시적 方法은 斷産을 目的으로 할 수도 있고 吐露 조절을 目的으로 할 수도 있다. 그러나 斷産 目的인지 吐露 조절 目的인지에 따라 使用者의 特性和 結定 要因은 달라질 可能性이 클 것이다.

여기서는 目的에 따라 이 두 群을 特別히 區分하여 分析하지는 않았지만 일시적 方法과 永久的 方法 사이에 要因의 패턴은 全的으로 달랐다. 永久的 方法의 경우 「年齡」, 「子女數」, 「마지막 妊娠의 希望與否」 등이, 反面에 일시적 方法에서는 「教育」이 唯一하게 結定 要因으로 作用하고 있다. 이런 狀況下에서는 일시적 方法을 實踐하는 婦人의 상당한 부분이 吐露 조절을 目的으로 하고 있지 않나 하는 느낌을 가질 수 있다. 한편 만일 일시적 方法 使用者들도 실질적으로 斷産을 目的으로 하고 있다면 그들은 永久 避妊方法 使用者보다 더 知的이라 할 수 있겠다.

避妊 서비스의 可用性을 測定하는 方法으로 婦人이 알고 있는 避妊 普及處의 數를 使用하는 境遇가 있다. (Morris et al., 1981) 만일 이것이 옳다고 하면 적어도 韓國에서는 避妊 서비스 可用性의 影響은 避妊 實踐에 微微한 것으로 보인다.

이러한 사실은 Tsui 등(1981, 1982)의 研究 結果와는 一致하지 않는 結果이다. 이에 대하여 약간의 推測을 하기도 한다. 韓國과 같은 社會에서는 比較的 오랫동안 強力한 家族計劃 事業이 實施되어 왔고 또 많은 사람들이 家族計劃을 實踐하고 있으므로 이런 環境 下에서 避妊 서비스 可用性의 役割이란 더 이상 重要하지 않을 지도 모른다.

한편 알고 있는 普及處의 數는 어느 정도 婦人의 教育和 社會 發展의 일반적 水準을 反映한다고 할 수 있다. 실제로 이 研究에서 教育和 認知하고 있는 避妊 普及處 數는 특히 都市에서 강한 相關을 보이

고 있다.(EF) 그렇다면 서비스 可用性에 대한 다른 測定 方法을 使用하면 本 研究와는 相異한 結果를 呈示할지도 모른다. 最近의 研究를 보면 특히 農村의 일시적 方法 使用에 있어서 避妊 便易性(Accessibility) 즉 普及處까지의 所要 時間은 普及處에 대한 知識보다 더 큰 影響이 있는 것처럼 나타나고 있다.(Cornelius and Novak, 1983)

또 여기서 使用한 可用性에 대한 實除的 定義 즉 現在 使用하고 있는 避妊 方法을 除外하고 알고 있는 普及處 數 때문에 可用性和 避妊 實踐 間에 약한 關係가 있는 것처럼 나타났는지도 모르겠다.

各 要因은 獨立的으로 避妊 實踐에 作用하고 있는 듯 하지만 그 要因들 사이에는 複雜한 相互 作用이 있는 것 같다. 「人工流產 經驗」, 「子女數」, 「마지막 妊娠의 希望與否」는 각각 강한 二元 相關을 보이고 있음을 이미 指適하였다. 그밖에도 「자녀수와 교육」(CE), 「子女數와 年齡」(CA), 「교육과 希望與否」(DE), 사이에는 강한 相關이 나타나고 있다. 더욱이 三元 相互作用 즉 BCD, AEF, ACE 사이의 偏相關 및 限界相關이 有意한 것으로 나타났다. 이들 중에는 說明 變數 間의 因果 關係를 意味하는 지도 모른다.

避妊 實踐에는 이밖에도 많은 要因들이 作用하고 있음은 事實이다. 예를 들어 韓國 人口保健 研究院은(1982), 出產力 低下에 關聯된 要因으로 男兒 選好 思想과 理想 子女數를 들고 있다. 이런 變數들을 分析에 包含하였을 때 結果는 現在것과 아주 달라질 수도 있을 것이다.

說明 變數의 效果가 線型이 아닐 때 變數의 값을 어느 點에서 兩分(Dichotomize)하느냐에 따라 다른 結果를 招來할 수도 있다. 對數 線型 모델은 多元 範疇 資料(Multidimensional Categorical Data)에 대하여 아주 強力한 分析 方法이기는 하지만 그 結果란 提供된 資料에 한해서 有效한 것이다.

大規模 調査 資料는 變數의 選擇을 달리 함으로써 얼마든지 다르게 製表 提供을 할 수 있다. 그러나 因果 關係에 대한 概念틀 (Conceptual Framework) 과 적절한 變數의 選擇은 分析 作業에 앞서는 중요한 作業이라 하겠다.

***** 感謝의 말씀 *****

이 研究는 部分的으로 Westinghouse Health Systems 과 東西 문화 센터, 그리고 USAID와 東西 文化 센터 간의 契約에 의하여 支援되었다. 原稿 草稿에 대해 助言해준 Gary Lewis 와 Westinghouse 의 Reviewer 들에게 感謝한다. 그리고 資料를 提供하여준 韓國人口 保健研究院과 資料 處理를 도와준 朴丙台 氏에게 感謝드린다.

