

醫療利用과 健康行爲에 관한 綜合分析

宋建鏞·朴賢愛

李順英·金泰貞

1993



韓國保健社會研究院



머 리 말

이 보고서는 당 연구원이 전국을 대표하는 가구표본을 대상으로 조사한 1989년과 1992년의 국민건강조사 자료를 이용하여 의료이용과 건강행위에 관한 심층분석 결과를 수록하고 있다.

1989년 전국민의료보장시대의 개막에 따라 의료정책의 주요 관심은 의료이용수준의 향상 뿐만 아니라 지역·사회·경제적 계층간 격차가 없는 의료이용의 평등과 의료요구에 비례하는 의료이용의 형평(equity)의 실현에 두고 있다. 이 보고서는 우리나라 국민의 의료이용의 평등과 형평의 실현정도 그리고 이의 결정요인에 관한 많은 질문에 해답을 주고 있으며, 분석결과는 향후 의료정책의 방향설정을 위한 많은 시사를 하고 있다.

특히 분석과정에서 만성질환의 위험요인과 연관되는 건강행위의 실천이 의료이용, 지출의료비, 건강상태 등에 주는 효과도 동시에 분석되고 있다. 따라서 이 보고서는 의료이용과 건강행위에 관하여 우리나라에서 처음으로 종합적으로 심층분석된 내용을 수록하고 있어서 의료정책 입안자 뿐만 아니라 학계에 크게 기여할 것으로 기대한다.

이 보고서 작성과정에서 서울대 간호대 박현애 교수는 통계적 분석과 일부 원고 작성에, 그리고 당원 전산실의 도세록 책임연구원은 복잡하고 많은 시간이 소요된 전산처리에 참여해 준 데 대하여 감사하며, 송건용 보건연구실장의 연구진의 노고를 치하한다.

1993年 12月

韓國保健社會研究院
院長 李 晟 雨

目 次

머 리 말

第 1 章 緒 論	1
第 2 章 醫療要求와 充足	5
1. 概 觀	5
2. 醫療要求와 未治療理由	8
가. 醫療要求	8
나. 未治療理由	15
3. 醫療充足	30
第 3 章 醫療利用 樣相	41
第 4 章 外來診療	54
1. 年間 1人當 醫師訪問數	55
2. 醫師訪問者의 訪問量	66
3. 醫師訪問數의 決定要因 分析	79
가. 先行研究	79
나. 研究方法	84
다. 分析結果	88
라. 要 約	107
4. 영유아의 醫師訪問數 決定要因 分析	112
가. 先行研究	112
나. 研究方法	116
다. 分析結果	117
라. 要 約	131
第 5 章 入院診療	134
1. 概 觀	134
2. 入院水準	134
3. 入院者의 在院日數	141
가. 記述分析	141

나. 多變量分析	146
다. 要 約	151
第 6 章 醫療接近 便宜度	152
1. 外來診療	152
2. 入院診療	153
3. 要 約	155
第 7 章 支出醫療費	156
1. 緒 論	156
2. 研究方法	157
가. 資料 및 變數	157
나. 分析模型 및 分析方法	158
3. 分析結果	160
가. 記述分析	160
나. 多變量分析	164
4. 要 約	170
第 8 章 健康行爲實踐과 健康狀態	173
1. 先行研究	173
2. 研究方法	178
가. 資 料	178
나. 分析模型 및 分析方法	179
3. 分析結果	180
가. 記述分析	180
나. 多變量分析	189
4. 要 約	195
第 9 章 健康補助劑 服用과 健康狀態	197
1. 概 觀	197
2. 研究方法	202
3. 分析結果	204
4. 要 約	219
第 10 章 要約 및 結論	221

표 목 차

표 2-1. 지역별 인구 100인당 의료요구율, 치료율, 미치료율, 1989-92	8
표 2-2. 성별 인구 100인당 의료요구율, 치료율, 미치료율, 1989-92	9
표 2-3. 연령별 인구 100인당 의료요구율, 치료율, 미치료율, 1989-92	10
표 2-4. 교육수준별 인구 100인당 의료요구율, 치료율, 미치료율, 1989-92	11
표 2-5. 의료보장상태별 인구 100인당 의료요구율, 치료율, 미치료율, 1989-92	12
표 2-6. 생활수준별 인구 100인당 의료요구율, 치료율, 미치료율, 1989-92	13
표 2-7. 건강상태별 인구 100인당 의료요구율, 치료율, 미치료율, 1989-92	14
표 2-8. 지역별 미치료이유 분포, 1989-92	16
표 2-9. 성별 미치료자 100인당 미치료이유, 1989-92	17
표 2-10. 연령별 미치료자 100인당 미치료이유 분포, 1992	18
표 2-11. 연령별 미치료자 100인당 미치료이유 분포, 1989	19
표 2-12. 교육수준별 미치료자 100인당 미치료이유 분포, 1992	21
표 2-13. 교육수준별 미치료자 100인당 미치료이유 분포, 1989	21
표 2-14. 의료보장상태별 미치료자 100인당 미치료이유 분포, 1992 ..	23
표 2-15. 의료보장상태별 미치료자 100인당 미치료이유 분포, 1989 ..	24
표 2-16. 생활수준별 미치료자 100인당 미치료이유 분포, 1992	25
표 2-17. 생활수준별 미치료자 100인당 미치료이유 분포, 1989	25
표 2-18. 자신이 인식하는 건강상태별 미치료이유 분포, 1992	27
표 2-19. 자신이 인식하는 건강상태별 미치료이유 분포, 1989	27
표 2-20. 지역별 의료요구자 100인당 의료충족률 비교, 1989-92	30
표 2-21. 의료충족률, 1981-87	30

표 2-22. 성별 의료충족률, 1989-92	31
표 2-23. 연령별 의료충족률, 1989-92	32
표 2-24. 교육수준별 의료충족률, 1989-92	34
표 2-25. 의료보장종류별 의료충족률, 1989-92	35
표 2-26. 가구의 생활수준별 의료충족률, 1989-92	36
표 2-27. 자신이 인식하는 건강상태별 의료충족률, 1989-92	37
표 2-28. 의료충족여부와 관련된 변수	38
표 2-29. 의료충족여부에 대한 로지스틱회귀분석, 1992	39
표 3-1. 지역별 15일간 의료이용자 100인당 의료이용 양상의 변화, 1989-92	42
표 3-2. 지역별 15일간 의료이용자 100인당 의료이용 양상, 1981 ...	42
표 3-3. 성별 의료이용자 100인당 의료이용 양상, 1989-92	43
표 3-4. 연령별 의료이용자 100인당 의료이용 양상, 1992	44
표 3-5. 연령별 의료이용자 100인당 의료이용 양상, 1989	45
표 3-6. 교육수준별 의료이용자 100인당 의료이용 양상, 1992	46
표 3-7. 교육수준별 의료이용자 100인당 의료이용 양상, 1989	47
표 3-8. 의료보장상태별 의료이용자 100인당 의료이용 양상, 1992 ..	48
표 3-9. 의료보장상태별 의료이용자 100인당 의료이용 양상, 1989 ..	48
표 3-10. 생활수준별 의료이용자 100인당 의료이용 양상, 1992	50
표 3-11. 생활수준별 의료이용자 100인당 의료이용 양상, 1989	51
표 3-12. 건강상태별 의료이용자 100인당 의료이용 양상, 1992	52
표 3-13. 건강상태별 의료이용자 100인당 의료이용 양상, 1989	52
표 4-1. 연간 1인당 의사방문수, 1981-92	56
표 4-2. 성별 연간 1인당 의사방문수, 1989-92	57
표 4-3. 연령별 연간 1인당 의사방문수, 1989-92	59
표 4-4. 교육수준별 연간 1인당 의사방문수, 1989-92	61
표 4-5. 의료보장상태별 연간 1인당 의사방문수, 1989-92	62
표 4-6. 생활수준별 연간 1인당 의사방문수, 1989-92	63
표 4-7. 건강상태별 연간 1인당 의사방문수, 1989-92	64
표 4-8. 지역별 인구 100인당 의사방문자의 방문량 분포, 1989-92 ..	67

표 4-9.	성별 인구 100인당 의사방문자의 방문량 분포, 1989-92	69
표 4-10.	연령별 인구 100인당 연간 의사방문자의 방문량 분포, 1992	70
표 4-11.	연령별 인구 100인당 연간 의사방문자의 방문량 분포, 1989	71
표 4-12.	교육수준별 인구 100인당 연간 의사방문자의 방문량 분포, 1992	73
표 4-13.	교육수준별 인구 100인당 연간 의사방문자의 방문량 분포, 1989	73
표 4-14.	의료보장상태별 인구 100인당 연간 의사방문자의 방문량 분포, 1992	75
표 4-15.	의료보장상태별 인구 100인당 연간 의사방문자의 방문량 분포, 1989	76
표 4-16.	생활수준별 인구 100인당 연간 의사방문자의 방문량 분포, 1989-92	77
표 4-17.	건강상태별 인구 100인당 연간 의사방문자의 방문량 분포, 1989-92	78
표 4-18.	의사방문수와 관련되는 변수	87
표 4-19.	독립변수별 병의원 방문수, 1989	88
표 4-20.	독립변수별 병의원 방문수, 1992	91
표 4-21.	로그를 취한 1인당 병의원 방문횟수를 종속변수로 한 회귀모형, 1989	93
표 4-22.	로그를 취한 1인당 병의원 방문횟수를 종속변수로 한 회귀모형, 1992	94
표 4-23.	병의원 방문여부를 종속변수로 한 로지스틱모형, 1989	96
표 4-24.	병의원 방문여부를 종속변수로 한 로지스틱모형, 1992	97
표 4-25.	병의원 고도이용 여부를 종속변수로 한 로지스틱회귀모형, 1989	98
표 4-26.	병의원 고도이용 여부를 종속변수로 한 로지스틱회귀모형, 1992	99
표 4-27.	가설적 모형의 계수추정, 1989	102

표 4-28.	가설적 모형의 계수추정, 1992	103
표 4-29.	모형의 직접, 간접, 전체 효과, 1989	104
표 4-30.	모형의 직접, 간접, 전체 효과, 1992	106
표 4-31.	독립변수별 영유아의 병의원 방문횟수, 1989	118
표 4-32.	독립변수별 영유아의 병의원 방문횟수, 1992	120
표 4-33.	엄마와 영유아의 병의원 방문횟수 간의 관계, 1989	122
표 4-34.	엄마와 영유아의 병의원 방문횟수 간의 관계, 1992	122
표 4-35.	영유아의 건강상태와 엄마의 병의원 방문횟수별 영유아의 병의원 방문횟수, 1989	123
표 4-36.	영유아의 건강상태와 엄마의 병의원 방문횟수별 영유아의 병의원 방문횟수, 1992	124
표 4-37.	영유아의 병의원 방문횟수를 종속변수로 한 회귀모형(1)*, 1989	126
표 4-38.	영유아의 병의원 방문횟수를 종속변수로 한 회귀모형(1)*, 1992	126
표 4-39.	영유아의 병의원 방문횟수를 종속변수로 한 회귀모형(2)*, 1989	127
표 4-40.	영유아의 병의원 방문횟수를 종속변수로 한 회귀모형(2)*, 1992	128
표 4-41.	영유아의 병의원 방문여부를 종속변수로 한 로지스틱모형(1), 1989	129
표 4-42.	영유아의 병의원 방문여부를 종속변수로 한 로지스틱모형(1), 1992	130
표 4-43.	영유아의 병의원 방문여부를 종속변수로 한 로지스틱모형(2), 1989	130
표 4-44.	영유아의 병의원 방문여부를 종속변수로 한 로지스틱모형(2), 1992	131
표 5-1.	지역별 입원율, 1989-92	134
표 5-2.	성 및 연령별 입원율, 1989-92	136
표 5-3.	교육수준별 입원율, 1989-92	137

표 5-4.	의료보장상태 및 생활수준별 입원율, 1989-92	138
표 5-5.	건강상태별 입원율, 1989-92	139
표 5-6.	입원자의 재원기간별 분포, 1989-92	142
표 5-7.	지역별 입원자의 재원일수 분포, 1989-92	143
표 5-8.	성·연령별 입원자의 재원기간별 분포, 1989-92	144
표 5-9.	교육 및 생활수준별 입원자의 재원기간별 분포, 1989-92 ...	145
표 5-10.	건강상태별 입원자의 재원기간별 분포, 1989-92	146
표 5-11.	입원 건당 재원일수를 종속변수로 한 회귀분석, 1989	147
표 5-12.	입원 건당 재원일수에 대한 회귀분석, 1992	148
표 5-13.	장기입원 여부에 대한 로지스틱회귀모형, 1989	149
표 5-14.	장기입원 여부에 대한 로지스틱회귀모형, 1992	150
표 6-1.	외래진료 접근 편의도, 1989-92	152
표 6-2.	의료기관종류별 입원진료 접근용이도, 1989-92	154
표 7-1.	사용된 변수, 1989	157
표 7-2.	독립변수별 15일간 인구 1인당 평균 지출의료비, 1989	161
표 7-3.	지출의료비를 종속변수로 한 회귀모형, 1989	165
표 7-4.	가설적 모형의 계수추정	167
표 7-5.	모형의 직접, 간접전체 효과	169
표 8-1.	분석에 사용된 변수	180
표 8-2.	독립변수별 주관적 건강상태, 1989	181
표 8-3.	독립변수별 평소 건강상태, 1989	183
표 8-4.	독립변수별 주관적 건강상태, 1992	185
표 8-5.	독립변수별 평소 건강상태, 1992	187
표 8-6.	두개의 건강수준 척도를 종속변수로 한 MANOVA의 검정통계, 1989	189
표 8-7.	두개의 건강수준 척도를 종속변수로 한 MANOVA의 검정통계, 1992	189
표 8-8.	평소 건강상태를 종속변수로 한 ANCOVA 및 공변량의 회귀계수, 1989	191

표 8-9.	주관적 건강상태를 종속변수로 한 ANCOVA 및 공변량의 회귀계수, 1989	192
표 8-10.	평소 건강상태를 종속변수로 한 ANCOVA 및 공변량의 회귀계수, 1992	193
표 8-11.	주관적 건강상태를 종속변수로 한 ANCOVA 및 공변량의 회귀계수, 1992	194
표 9-1.	분석에 사용된 변수	202
표 9-2.	20-59세 인구 100인당 건강을 위한 노력	205
표 9-3.	건강보조제 복용률 추이, 1989-92	206
표 9-4.	사회경제적 요인별 건강보조제 복용률, 1992(남자)	208
표 9-5.	사회경제적 요인별 건강보조제 복용률, 1992(여자)	209
표 9-6.	건강행위실천 수준별 건강보조제 복용률, 1992	210
표 9-7.	건강지식정보원 유무별 건강보조제 복용률, 1992	211
표 9-8.	건강상태별 건강보조제 복용률, 1992	212
표 9-9.	사회경제적 변수간의 상관관계, 1992	213
표 9-10.	건강상태, 건강보조제 복용 및 건강행위실천에 대한 측정변수들의 요인계수, 1992(남자)	214
표 9-11.	건강상태, 건강보조제 복용 및 건강행위실천에 대한 측정변수들의 요인계수, 1992(여자)	214
표 9-12.	사회경제적 요인이 건강상태, 건강보조제 복용 및 건강행위실천에 미치는 영향(감마계수), 1992	215
표 9-13.	건강상태, 건강보조제 복용 및 건강행위실천 간의 직접경로계수(β) 및 상관계수(r)	216
표 9-14.	분석모형의 적합도	219

그 립 목 차

그림 4-1.	세계 5개국의 연간 1인당 의사방문수, 1989	56
그림 4-2.	의사방문수의 결정요인 분석을 위한 회귀모형	85
그림 4-3.	의료이용에 관한 공변량구조모형	86
그림 4-4.	공변량구조분석 결과, 1989	105
그림 4-5.	공변량구조분석 결과, 1992	107
그림 5-1.	세계 6개국의 입원율, 1989	135
그림 7-1.	공변량구조모형	159
그림 7-2.	공변량구조분석 결과	170
그림 9-1.	건강상태에 영향을 주는 요인의 분석모형	204
그림 9-2.	변수간 경로계수, 1992(남자)	218
그림 9-3.	변수간 경로계수, 1992(여자)	218

第 1 章 緒 論

1989년 7월 전국민의료보장시대의 개막과 함께 우리나라의 의료상태는 급격히 변화하고 있다. 의료보장의 궁극적 목적도 의료이용 수준의 향사에서 모든 국민에게 지역, 성, 연령, 사회·경제적 계층간 차이없는 동등한 수준의 의료이용(의료접근성의 평등, equal access)과 의료요구에 대한 의료이용의 형평(equity)의 실현 즉 동등한 의료요구에 대한 동등한 치료(equal treatment for equal need)로 전환되고 있다.

이와같이 의료이용의 평등과 형평의 실현과 동시에 추구해야 할 주요 정책과제는 의료접근의 편의도 향상, 지출의료비의 절감, 그리고 전반적인 건강상태의 향상이다.

이와같은 주요 의료현안(issues)의 변화에 부응하는 의료정책을 도출하기 위하여 많은 질문이 나올 수 있다.

우리 국민의 의료이용 수준은 낮은가? 높은가?

의료이용 수준은 연도별로 증가경향을 나타내고 있는가? 그렇다면 이러한 증가는 의료이용 수준이 낮았던 취약계층에서의 의료이용 증가에 기인된 것인가? 아니면 高益高 현상으로 높은 수준에 있는 의료이용자가 더욱 많은 의료를 이용함으로써 전체적 의료이용 수준이 높아지고 있는가?

의료이용자간 의료이용량의 불균형적 분포는 심화되고 있는가? 완화되고 있는가?

의료접근의 편의성은 개선되고 있는가? 지출의료비의 결정요인은 무엇인가? 의료이용의 결정요인은 무엇인가? 건강행위의 실천은 건강상태를 향상시키는가? 건강행위의 실천은 지출의료비를 감소시키는가? 건강보조제 복용은 건강상태를 향상시키는가?

이와같은 질문에 대한 해답을 얻기 위해 본 연구가 실시되었다. 각 질문항별로 해답을 얻기 위해 8개 장으로 나누어 분석 기술되었다. 분석기술에 있어서 한국보건사회연구원이 1989년과 1992년에 각각 실시한 국민건강조사 자료를 이용하여 의료이용을 지역, 성, 연령, 교육수준, 의료보장상태, 생활수준, 건강상태별로 분석하여 계층간 차이 및 그 차이의 크기와 연도별 변화에 분석의 초점이 주어지고 있다.

『제2장 의료요구와 충족』에서는 의료요구의 정의를 정립하여 의료충족률이 기술 분석되고 있다. 이러한 분석결과는 의료이용의 형평실현 정도를 제시하고 있으며, 형평실현을 저해하는 미치료이유가 분석 기술되고 있다. 한편 의료충족여부에 영향을 주는 주요 변수의 효과를 밝히기 위하여 로지스틱회귀분석이 이루어졌다.

『제3장 의료이용 양상』에서는 의료이용자 100인당 각 치료원(治療源)이용자 비율로서 의료이용 양상의 변화가 기술 분석되고 있다. 이 분석에서 초점은 치료원 선택성의 변화와 약국(방) 이용의 감소가 병의원 이용으로 대체되고 있는 현상에 두고 있다.

『제4장 외래진료』에서는 의료이용의 핵심은 의사서비스(physician service)에 있다고 보고, 의사접촉(contact) 또는 의사방문(physician visit)을 중심으로 수준(level)과 양(volume)의 변화가 분석 기술되고 있다. 수준은 연간 1인당 의사방문수로 표시되고, 양은 연간 병의원 방문이 전혀 없는 경우와 방문경험이 있는 경우에 그 빈도를 저도(1회), 중도

(2-20회), 고도(21회 이상) 등으로 구분하여 인구 중 방문경험이 없는 인구비율과 고도이용자의 비율변화에 초점이 주어지고 있다. 의사방문수준 및 양의 변화 및 차이는 일차적으로 기술분석에 의하여 분석되었고, 의사방문수, 의사방문여부, 그리고 과다한 의사방문을 하고 있는 0-4세 영유아의 의사방문수 등에 영향을 주고 있는 주요 결정요인을 밝히기 위하여 변수의 성질에 따라 다중선행회귀분석, 로지스틱회귀분석, 공변량구조분석(LISREL) 등 다변량분석방법에 의하여 분석되었다. 또한 과다이용(21회 이상 방문) 여부를 결정하는 주요 변수를 밝혀내기 위하여 로지스틱회귀분석이 시도되었다.

『제5장 입원진료』에서는 연간 인구 1,000인당 입원율로서 입원수준이, 그리고 입원자당 재원기간으로서 입원량이 각각 기술 분석되었다. 초점은 입원경험이 없는 사람의 특성과 재원기간을 입원경험 없음(0일), 저도(1-3일), 중도(4-15일), 고도(16일 이상) 등으로 구분된 입원자의 입원량 분포의 변화 및 차이에 두고 있다. 특히 입원자의 재원일수에 영향을 준 주요 변수를 밝히기 위하여 다중선행회귀분석이, 그리고 고도이용(16일 이상 재원) 여부를 결정하는 주요 변수의 효과를 알기 위한 로지스틱회귀분석 결과가 기술되고 있다.

『제6장 의료접근 편의도』에서는 140개 중진료권내 의료시설 이용여부와 의료기관 도달 소요시간(travel time)이란 두 지표를 이용하여 연도별 및 사회·경제적 계층별로 변화 및 차이가 기술 분석되고 있다.

『제7장 지출의료비』에서는 특정기간에 각 치료원에 지출한 자비부담 의료비(out-of-pocket cost)가 분석 기술되었고, 특히 지출의료비의 결정요인을 밝히기 위한 모형에 건강행위의 실천변수가 포함됨으로써 건강행위 실천이 지출의료비에 준 효과가 다변량분석에 의하여 기술되고 있다.

『제8장 건강행위실천과 건강상태』에서는 건강행위의 실천이 건강상태에 준 효과가 다변량분석(회귀분석, 공변량구조분석)에 의하여 직접 및 간접효과로 구분하여 기술되고 있다.

『제9장 건강보조제 복용과 건강상태』에서는 건강행위로서 건강보조제가 건강상태에 준 효과를 밝히기 위하여 변수간의 관계가 기술 분석되고, 공변량구조분석을 통해 주요 변수의 직접 및 간접효과가 제시되고 있다. 이 분석과정에서 건강보조제 복용과 건강행위실천간 관계가 기술 분석되고 있다.

第 2 章 醫療要求와 充足

1. 概 觀

의료의 형평(equity) 실현 정도는 의료요구(medical need)에 대한 의료이용의 비율¹⁾로 평가된다. 이 경우에 의료요구를 어떻게 규정할 것인가가 문제된다.

의료요구는 흔히 현시수요(顯示需要, expressed demand)와 미충족요구(unmet need)를 합한 개념으로 본다. 현시수요는 실제로 의료를 이용한 것 즉 병산이론²⁾에서 물위에 솟아있는 부분에 해당하고, 미충족 의료는 전체 의료요구 중에서 현시수요를 빼낸 나머지 즉 의료이용이 안된 잠재수요로서 물속에 잠긴 병산의 몸체에 해당한다.

이들 현시수요와 미충족 요구를 측정하는 방법이나 자료는 각기 다르다. 현시수요는 의료이용에 관한 통계로서 용이하게 측정되지만, 미충족 요구는 그 정의 및 방법이 현시수요와 다를 뿐만 아니라, 이론적으로 널리 동의되고 있지도 않다. 따라서 의료요구의 개념이 정립됨으로써 의료의 형평 실현 정도가 평가될 수 있는 것이기 때문에 먼저 그 개념정립이 필요하다.

Le Grand³⁾는 의료요구를 가구조사(General Household Survey)자료를 이용하여 이환을 보고한 집단을 사회·경제적 집단으로 구분하여 지출의료비와

1) Le Grand, J., The Distribution of Public Expenditure: The Case of Health Care, *Economica*, 45, 125-142, 1978.

2) Beck, R.G., Access to Care for the Poor: Federal Perspective, *Medical Care*, 10, 1972.

3) Le Grand, J., 1978, 전제서

연관하여 분석하고 있다. 여기서 의료요구는 이환에 기준을 두고 있다.

여기서 이환이란 스스로 인식하는 이환이다. 그러면 스스로 인식하는 이환을 모두 의료요구의 범주에 포함시킬 수 있는가 하는 문제가 제기된다. 의료이용은 개인의 심리·생리학적 체계내 不調(disorder)의 인식에서 시작하여⁴⁾, 의료이용 의욕(willingness) 및 지불능력에 의하여 결정된다⁵⁾고 볼 때, 이환의 인식 뿐만 아니라 의료이용 의욕이 의료요구의 개념에서 중요시 해야 할 요인이 된다. 따라서 본 연구에서 의료요구는 다음과 같이 정의하고 있다.

- ① 15일간 이환자로서 어떤 치료원(병의원, 치과병원, 한방, 보건소, 보건지소, 보건진료소, 약국·방, 조산소, 민속, 기타 치료원 등)이 든 실제로 이용한 사람. 여기서 이환자란 15일기간의 이환에 기초하고 있는데, 이환은 1989년에는 중요한 이환 하나, 1992년에는 응답자가 보고한 첫번째 이환(2개 이상인 경우)이 각각 기준이 된다.
- ② 15일간 이환자로서 진찰·치료의 필요성이 있으나 어떤 치료원도 이용하지 않은 사람.

그러므로 의료요구는 ①과 ②를 합한 개념으로 정의한다. 의료요구가 이환과 다른 점은 이환을 인식하고 있지만 치료의 필요성이 없는 이환자가 제외된 것이다.

이환자 중에서 치료의 필요성이 없다는 이환자는 다음과 같은 범주에 해당한다. 이환자 중에서 미치료자에게 미치료이유가 질문되었다. 미치료

4) Haro, H.S., Strategies for Development of Health Indices, Measurement of Level of Health, WHO Regional Publications, European Series No.17, Copenhagen, 1979.

5) Feldstein, P.J., Research on the Demand for Health Services Economic Aspects of Health Care, Ed. by John B. McKinlay, Milbank Memorial Fund, 1973.

이유로서 「증세경미」, 「치유곤란」이라고 인식하는 이환은 의료요구의 범주에서 제외되었다. 이들 미치료이유는 의료이용 욕구가 없다고 본 것이다.

그러나 미치료자 중에서 미치료이유로서 경제적 이유, 시간, 지리적 이유, 그리고 조사일 현재 미치료의 상태이지만 치료예정인 경우는 의료이용 욕구는 있으나 미치료 상태에 있다고 보고, 의료이용 욕구가 있는 이환자의 범주에 포함되었고, 이들 미치료자는 의료미충족으로 규정되고 있다.

이와같은 의료요구의 개념정립에 따라 의료요구율, 의료충족률, 의료미충족률은 다음과 같이 계산된다.

$$\text{의료요구율} = \text{의료요구자} / \text{인구} \times 100$$

$$\text{의료충족률} = \text{치료원이용자} / \text{의료요구자} \times 100$$

의료미충족률은 (100-의료충족률)로 계산된다. 즉 의료충족률이 92.7%인 경우에 의료미충족률은 100-92.7 즉, 7.3%이다.

이와같은 의료요구 및 의료충족의 개념규정과 지수화에 앞서서 먼저 이환자 중 미치료자의 특성이 분석되었다. 미치료자의 특성은 미치료이유의 분포를 지역, 인구, 사회·경제적 계층간 차이 그리고 이러한 차이의 1989-92년간 변화의 비교분석을 통해서 제시되고 있다.

이들 미치료이유의 분석을 거쳐서 미치료자 중 미치료이유로서 증세경미와 치유곤란의 구성비가 제시됨으로써 의료요구의 범주에 포함되는 미치료자의 특성이 이해될 수 있다. 이러한 이해에 근거하여 의료요구율과 의료충족률이 지역, 인구, 사회·경제적 계층간 차이 그리고 이러한 차이의 1989-92년간 변화의 비교분석을 통해서 의료의 형평실현 정도가 제시될 수 있다.

2. 醫療要求와 未治療 理由

가. 醫療要求

의료요구란 특정기간내 실제로 치료받은 사람과 치료를 받기를 원하였으나 받지 못한 사람을 합한 개념이다. 의료요구율은 이환율이 높거나 의료접근도의 향상에 따라 높아진다. 의료요구율이 동일하더라도 치료율이 높고 미치료율이 낮으면 그만큼 의료의 형평실현 정도는 높다고 보며, 미치료율이 0에 접근할수록 의료의 형평이 실현된 것으로 해석한다.

1) 地 域

1989-92년간 지역별 인구 100인당 15일간 의료요구율, 치료율, 미치료율은 표 2-1과 같다.

표 2-1. 지역별 인구 100인당 의료요구율, 치료율, 미치료율, 1989-92

구 분	전 국			시 부			군 부		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
치료율	26.4	21.4	5.0	25.6	21.4	4.2	29.0	21.4	7.6
미치료율	2.1	2.5	-0.4	1.5	1.5	0	4.2	5.1	-0.9
계(의료요구율)	28.5	23.9	4.6	27.1	22.9	4.2	33.2	26.5	6.7

의료요구율은 1992년에 28.5%로서 1989년보다 4.6% 포인트 높아졌다. 이러한 의료요구율의 증가는 치료율의 증가에 기인한 것이다. 의료요구율은 1992년에 시부보다 군부에서 높으며, 그 격차는 6.1% 포인트이다. 1989년에 그 격차는 3.6% 포인트로서 이보다 크다. 이러한 격차는 군부에서 치료율 증가에 기인된 것이다. 1989-92년 기간에 미치료율은 군부에서

약간 감소하고 있으나, 1992년에 군부는 시부보다 미치료율이 여전히 높다.

2) 性 別

1989-92년간 성별 인구 100인당 15일간 의료요구율, 치료율, 미치료율은 표 2-2와 같다.

표 2-2. 성별 인구 100인당 의료요구율, 치료율, 미치료율, 1989-92

구 분	남			여		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이
치료율	23.4	19.6	3.8	29.2	23.1	6.1
미치료율	1.7	2.0	-0.3	2.5	3.0	-0.5
계(의료요구율)	25.1	21.6	3.5	31.7	26.1	5.6

1992년에 성별 의료요구율의 차이는 크다. 여자 31.7%, 남자 25.1%로서 성별 격차는 6.6% 포인트이다. 이 차이는 여자에서 치료율이 높는데 기인된다.

1989-92년 기간에 남자보다 여자에서 의료요구율의 증가폭이 크며, 이는 치료율의 증가에 기인된 것이다. 미치료율은 성별로 큰 차이가 없다.

1989-92년 기간의 지역 및 성별 의료요구율의 변화는 다음과 같다.

구 분	전국	시부	군부
<남 자>			
1992	25.1	24.0	28.9
1989	21.6	20.7	24.0
차이	3.5	3.3	4.9
<여 자>			
1992	31.7	30.1	37.3
1989	26.1	25.2	28.8
차이	5.6	4.9	8.5

의료요구율은 1992년에 시부에서의 성별 격차(6.1%)보다 군부에서 그 격차가 더 크다(8.4%). 이러한 성별 의료요구율의 격차는 1989년보다 더 커진 것이다. 1989-92년 기간에 군부 여자의 의료요구율이 크게 증가한 데 기인된 것이다.

3) 年 齡

1989-92년간 연령별 인구 100인당 15일간 의료요구율, 치료율, 미치료율의 변화는 표 2-3과 같다.

표 2-3. 연령별 인구 100인당 의료요구율, 치료율, 미치료율, 1989-92

연 령	계(의료요구율)			치 료 율			미치료율		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
0-4	48.7	36.6	12.1	48.3	36.0	12.3	0.4	0.6	-0.2
5-9	25.6	21.7	3.9	25.1	21.1	4.0	0.5	0.6	-0.1
10-19	14.9	12.5	2.4	13.8	11.3	2.5	1.1	1.2	-0.1
20-29	17.4	14.9	2.5	16.2	13.6	2.6	1.2	1.3	-0.1
30-39	24.3	21.6	2.7	22.7	19.6	3.1	1.6	2.0	-0.4
40-49	32.0	29.7	2.3	29.3	25.4	3.9	2.7	4.3	-1.6
50-59	44.6	39.4	5.2	39.0	33.2	5.8	5.6	6.2	-0.6
60+	48.3	40.5	7.8	43.7	33.8	9.9	4.6	6.7	-2.1

연령별로 1992년에 의료요구율은 0-4세와 60세 이상에서 가장 높고, 10-19세에서 가장 낮다. 1989년과 비교하여 의료요구율은 0-4세에서 가장 많이 증가(12.1%)했고 다음은 60세 이상에서 크게 증가했다(7.8%).

이러한 의료요구율의 증가는 치료율의 증가에 기인된 것이다. 1989-92년 기간에 치료율은 0-4세에서 12.3% 포인트, 60세 이상에서 9.9% 포인트 증가했다. 그러나 미치료율은 1989-92년 기간에 변화가 거의 없이 낮다. 다만 60세 이상에서 비교적 큰 감소가 있다.

이에 따라 1989-92년 기간에 각 연령계층별로 0-4세, 50-59세, 60세 이상을 제외하고 유사한 수준의 치료율 증가와 이에 의한 의료요구율의 증가 경향을 볼 수 있다. 0-4세와 50-59세 연령계층에서는 치료율 증가와 이에 의한 의료요구율의 증가가 현저하다. 특히 60세 이상에서는 1992년에 다른 연령계층보다 미치료율이 높지만, 1989-92년 기간에 비교적 큰 감소 경향을 나타내고 있다.

4) 敎育水準

1989-92년간 가구주의 교육수준별 인구 100인당 15일간 의료요구율, 치료율, 미치료율의 변화는 표 2-4와 같다.

표 2-4. 교육수준별 인구 100인당 의료요구율, 치료율, 미치료율, 1989-92

교육수준	계(의료요구율)			치 료 율			미치료율		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
무학	41.2	33.4	7.8	35.0	25.3	9.7	6.2	8.1	-1.9
국졸	31.6	25.2	6.4	28.3	20.8	7.5	3.3	4.4	-1.1
중·고졸	26.4	22.6	3.8	24.8	21.0	3.8	1.6	1.6	0
대졸	26.9	22.7	4.2	26.0	21.8	4.2	0.9	0.9	0

1992년에 교육수준이 높아짐에 따라 의료요구율은 낮아진다. 1989-92년 기간에 무학 및 국졸에서 의료요구율은 비교적 크게 증가했다. 이 증가는 치료율의 증가에 기인된 것이다. 미치료율은 교육수준이 낮을수록 높은 경향이 있다.

교육수준 대졸은 무학보다 의료요구율, 치료율, 미치료율이 다 같이 비교적 큰 격차로 낮다. 높은 교육수준 계층에서 갖는 낮은 의료요구율, 낮

은 치료율, 낮은 미치료율은 바람직한 것이다.

5) 醫療保障

1989-92년간 의료보장상태별 인구 100인당 15일간 의료요구율, 치료율, 미치료율의 변화는 표 2-5와 같다.

표 2-5. 의료보장상태별 인구 100인당 의료요구율, 치료율, 미치료율, 1989-92

의료보장	계(의료요구율)			치 료 율			미치료율		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
없음	26.7	20.0	6.7	23.8	17.4	6.4	2.9	2.6	0.3
공교	28.4	25.1	3.3	26.7	22.8	3.9	1.7	2.3	-0.6
직장	28.1	23.7	4.4	26.6	22.0	4.6	1.5	1.7	-0.2
지역	28.0	23.0	5.0	25.9	20.4	5.5	2.1	2.6	-0.5
보호/부조	41.3	33.5	7.8	33.5	26.4	7.1	7.8	7.1	0.7

1992년 의료요구율은 의료보험 적용자에서는 보험종류와 관계없이 유사한 수준을 나타낸다. 그러나 의료보장 없음에서는 의료요구율이 가장 낮고, 의료보호/부조 수혜자에서는 가장 높다. 이러한 특성은 1989년에도 나타난다. 1989-92년 기간에 이들 계층에서의 의료요구율은 비교적 크게 증가하고 있다.

의료보장 없음에서의 낮은 의료요구율은 낮은 치료율에, 의료보호/부조 수혜자에서의 높은 의료요구율은 높은 치료율에 각각 기인된 것이다. 그러나 미치료율은 이들 두 계층에서 비교적 크다. 특히 의료보호/부조 수혜자에서 높은 치료율과 높은 미치료율이 문제된다고 하겠다.

6) 生活水準

1989-92년간 가구의 생활수준별 인구 100인당 15일간 의료요구율, 치료율, 미치료율의 변화는 표 2-6과 같다.

표 2-6. 생활수준별 인구 100인당 의료요구율, 치료율, 미치료율, 1989-92

생활수준	계(의료요구율)			치 료 율			미치료율		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
하	31.8	24.9	6.9	28.6	21.0	7.6	3.2	3.9	-0.7
중	28.1	25.7	2.4	26.2	23.3	2.9	1.9	2.4	-0.5
상	26.2	21.8	4.4	24.8	20.4	4.4	1.4	1.4	0

1992년에 의료요구율은 생활수준에 따라 차이가 크다. 생활수준이 높아짐에 따라 의료요구율은 낮아진다. 1989-92년 기간에 의료요구율은 생활수준 「하」에서 비교적 크게 증가했다. 높은 의료요구율은 높은 치료율에 기인된 것이다.

미치료율 역시 생활수준에 따라 차이가 크다. 생활수준이 낮을수록 미치료율이 높고, 1989-92년 기간에 미치료율의 변화는 거의 없다.

그러므로 낮은 생활수준에서의 높은 치료율과 높은 미치료율에 의한 높은 의료요구율이 문제된다고 하겠다.

7) 자신이 인식하는 健康狀態

1989-92년간 자신이 인식하는 건강상태별 인구 100인당 15일간 의료요구율, 치료율, 미치료율의 변화는 표 2-7과 같다.

표 2-7. 건강상태별 인구 100인당 의료요구율, 치료율, 미치료율, 1989-92

건강상태	계(의료요구율)			치 료 율			미치료율		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
건강하지않음	65.9	63.6	2.3	58.0	53.9	4.1	7.9	9.7	-1.8
보통임	33.7	30.7	3.0	31.3	27.3	4.0	2.4	3.4	-1.0
건강함	19.4	15.0	4.4	18.6	14.0	4.6	0.8	1.0	-0.2

자신이 인식하는 건강상태에 따라 의료요구율, 치료율, 미치료율 등에 큰 차이가 있다. 건강하지 않을수록 의료요구율이 높고, 치료율도 높으며, 미치료율도 높다. 이러한 경향은 1989년과 1992년에서 유사하다.

그러므로 의료요구율의 결정요인으로서 건강상태가 가장 중요하다. 1992년 건강하지 않음에서 치료율은 58.0%, 건강함에서 18.6%이며, 이들간 39.4% 포인트의 격차가 있다. 의료요구율에서도 이들간 46.5% 포인트의 격차가 있다.

8) 要 約

거주지역, 인구, 사회·경제적 제요인과 의료요구율, 치료율, 미치료율 등은 연관성이 크다. 의료요구율은 치료율에 의하여 결정되는데, 치료율은 군부거주, 여자, 연령 0-4세 및 50세 이상, 낮은 교육수준, 의료보호/부조 수혜자, 낮은 생활수준, 낮은 건강상태에서 각각 높다.

치료율과 미치료율이 다 같이 비교적 높은 계층은 군부거주, 50세 이상, 교육수준 무학, 의료보호/부조 수혜자, 생활수준 「하」, 건강하지 않음 등에서 각각 높다.

치료율이 낮고 미치료율이 비교적 높은 계층은 의료보장 혜택권 밖에 있는 의료보장 없음의 계층이다.

1989-92년 기간의 변화특징은 모든 계층에서 치료율은 증가했으나, 미치료율의 변화는 거의 없다는 것이다. 따라서 치료율이 증가한만큼 의료요구율은 증가하고 있다. 그러나 이러한 증가가 바람직한 것만은 아니다. 높은 교육수준(대졸) 및 건강상태 건강함에 해당하는 계층에서는 낮은 치료율, 낮은 미치료율, 그리고 낮은 의료요구율의 특징을 갖는다. 이러한 방향으로 의료요구율이 변화되어야 한다.

나. 未治療理由

1) 地 域

미치료이유에는 이환자 중에서 증상이나 질병 자체에 대한 인식, 의료이용상 지리적 또는 경제적 장벽 등의 이유가 포함된다. 여기서 증상이나 질병 자체에 대한 인식은 「증세경미」, 치료해도 나을 것 같지 않다 즉 「치유곤란」 등으로 구분되는데, 이들 이유에 해당하는 이환은 의료요구에서 제외된다.

치료를 필요로 하지만 치료받지 못한 이유에는 돈이 없어서 또는 비용문제 등 경제적 이유, 거리가 멀어서, 시간이 없어서 등 지리적 이유 등이 포함된다. 그리고 조사일 현재 치료를 받을 예정이었으나 미쳐 치료받지 못한 「치료예정」 등이 포함된다.

여기서 이환자 100인당 증세경미와 치유곤란 등의 비율이 큰 것은 적은 것보다 의료의 형평실현 정도가 높은 것으로 해석한다. 즉 지리적·경제적 이유로 치료받지 못한 비율이 적을수록 의료의 형평실현의 정도가 높다고

해석하는 것이다. 따라서 지리적·경제적 이유로 치료받지 못한 비율이 0에 접근할수록 의료의 형평이 실현된다는 의미이다.

15일간 지역별 이환자 100인당 미치료이유의 비율은 표 2-8과 같다.

표 2-8. 지역별 미치료이유 분포, 1989-92

미치료이유	전 국			시 부			군 부		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
증세경미	56.8	33.4	23.4	62.6	37.4	25.2	46.1	29.7	16.4
치유곤란	18.3	17.3	1.0	16.4	16.1	0.3	21.7	18.4	3.3
경제적 이유	8.7	21.1	-12.4	7.3	19.3	-12.0	11.3	22.8	-11.5
지리적 이유	6.8	12.2	-5.4	4.2	10.2	-6.0	11.4	14.1	-2.7
기타	4.1	6.5	-2.4	3.9	7.7	-3.8	4.5	5.4	-0.9
치료예정	5.3	9.4	-4.1	5.5	9.3	-3.8	4.9	9.5	-4.6
계	100.0	100.0	-	100.0	100.0	-	100.0	100.0	-

이환자 100인당 증세경미와 치유곤란의 비율은 1992년에 75.1%이며, 경제적·지리적 이유를 갖는 미치료이유는 15.5%에 불과하다. 1989년과 비교하여 경제적 이유로 치료받지 못한 이환자는 12.4%, 지리적 이유는 5.4%가 각각 감소하였다.

지역별로 볼 때 경제적 이유로 치료받지 못한 이환자는 시부에서 1992년에 7.3%이며, 1989년과 비교하여 12.0% 포인트 감소했다. 군부에서도 경제적 이유로 치료받지 못한 이환자는 1992년에 11.3%이며, 1989년과 비교하여 11.5% 포인트 감소하였다.

1981년⁶⁾에 조사된 자료에 의하면, 미치료이유 중 경제적 이유의 비율은

6) 송건용·김홍숙·김영임, 농어촌 벽지 보건의료에 관한 연구, 한국인구보건연구원, 1983.

도시에서 47.1%, 읍지역에서 51.0%, 면지역에서 59.8%, 벽지에서 69.0%였다. 그러므로 그 당시 미치료이유 중 경제적 이유가 의료접근도를 저해하는 가장 중요한 이유였다.

지역별로 보면 시부와 군부에서 다 같이 1989-92년 기간에 경제적 이유의 미치료자 비율은 크게 감소하여 그 비율은 시부에서 7.3%, 군부에서 11.3%이다. 다만 시부와 비교하여 군부에서 경제적 이유와 지리적 이유로 치료받지 못한 이유가 여전히 높다. 1992년에 이들 이유의 비율은 1992년에 시부에서 11.5%인데 비하여 군부에서 22.7%에 달한다.

미치료이유 중에서 의료접근도를 저해하는 가장 중요한 이유는 여전히 경제적 이유가 차지한다. 1992년에 미치료이유 중 경제적 이유가 8.7%이며, 지리적 이유는 6.8%(시간부족이 6.4%, 거리가 멀어서가 0.4%)에 불과하다. 그러므로 미치료이유 중 경제적 이유에 더 큰 관심을 가질 필요가 있다.

2) 性 別

15일간 성별 미치료자 100인당 미치료이유 분포는 표 2-9와 같다.

표 2-9. 성별 미치료자 100인당 미치료이유, 1989-92

미치료이유	남			여		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이
중세경미	61.7	34.2	27.5	53.0	32.9	20.1
치유곤란	16.4	16.9	-0.5	19.8	17.6	2.2
경제적 이유	6.8	21.0	-14.2	10.2	21.2	-11.0
지리적 이유	6.4	13.3	-6.9	7.0	11.6	-4.6
기타	3.1	5.3	-2.2	4.9	7.3	-2.4
치료예정	5.6	9.4	-3.8	5.1	9.4	-4.3
계	100.0	100.0	-	100.0	100.0	-

1992년에 성별로 미치료이유 분포에는 큰 차이가 없다. 증세경미와 치유곤란의 비율은 남자에서 78.1%, 여자에서 72.8%이다. 다만 경제적 이유의 비율이 남자에서 6.8%인데 비하여 여자에서 10.2%로서 여자에서 약간 높다.

1989년과 비교하여 1992년에 남자와 여자에서 다 같이 증세경미의 비율이 크게 증가한 반면에, 경제적 이유의 비율이 크게 감소하고, 지리적 이유의 비율도 비교적 크게 감소하고 있다. 따라서 성별로 경제적 이유의 비율이 감소경향에 있고, 미치료이유의 분포에는 큰 차이가 없다고 하겠다.

3) 年 齡

1992년 15일간 연령별 미치료자 100인당 미치료이유 분포는 표 2-10과 같다.

표 2-10. 연령별 미치료자 100인당 미치료이유 분포, 1992

연령	계	증세경미	치유곤란	경제적이유	지리적이유	기타	치료예정
0-4	100.0	72.1	7.0	-	5.8	-	15.1
5-9	100.0	71.2	11.7	3.4	1.2	2.3	10.2
10-19	100.0	63.9	7.3	5.5	11.9	2.6	8.9
20-29	100.0	68.4	8.7	2.2	5.7	5.9	9.1
30-39	100.0	69.4	11.1	5.3	4.8	4.7	4.6
40-49	100.0	60.5	16.3	6.0	8.8	4.8	3.5
50-59	100.0	47.0	19.8	15.6	9.2	3.6	4.8
60+	100.0	40.9	35.4	13.2	3.6	4.0	3.0

1992년에 연령이 적을수록 증세경미의 비율이 높고, 연령이 많아질수록 치유곤란의 비율이 증가하는 경향을 나타낸다. 증세경미와 치유곤란을 합한 비율은 50-59세에서 가장 낮은 66.8%, 5-9세에서 가장 높은 82.9%이다. 다른 연령계층에서는 큰 차이가 없다.

미치료자 중 증세경미와 치유곤란을 제외한 미치료이유 중에서 경제적 이유의 비율은 연령증가에 따라 증가한다. 특히 50세 이상에서 미치료이유로서 경제적 이유의 비율이 비교적 높음을 알 수 있다. 지리적 이유의 비율은 연령별로 일관된 차이를 나타내지 않는다. 다만 50-59세에서 경제적 및 지리적 이유로 치료받지 못한 비율이 24.8%로서 비교적 높음을 볼 수 있다.

표 2-11은 1989년의 15일간 연령별 미치료자 100인당 미치료이유 분포를 나타내고 있다.

표 2-11. 연령별 미치료자 100인당 미치료이유 분포, 1989

연령	계	증세경미	치유곤란	경제적이유	지리적이유	기타	치료예정
0-4	100.0	62.3	4.4	2.5	9.1	7.8	13.8
5-9	100.0	64.2	9.2	3.3	9.9	3.1	10.3
10-19	100.0	45.6	3.9	9.6	22.2	8.7	10.0
20-29	100.0	39.3	4.9	14.8	12.4	17.0	11.7
30-39	100.0	37.5	10.6	15.5	16.7	8.9	10.9
40-49	100.0	31.7	16.0	24.0	14.6	4.2	9.6
50-59	100.0	27.2	16.4	32.3	11.0	4.1	9.0
60+	100.0	20.3	36.6	26.4	5.7	4.0	6.9

자료: 송건용 등, 1989년도 국민건강조사 - 이환 및 의료이용 -, 한국보건사회연구원, 1990.

1992년의 경우와 같이 연령이 적을수록 증세경미의 비율이 높고, 연령이 많아질수록 치유곤란의 비율이 증가한다. 그러나 증세경미와 치유곤란을 합한 비율은 다음과 같이 1989년과 비교하여 1992년에 크게 증가하였다.

<u>연 령</u>	<u>1992</u>	<u>1989</u>	<u>차이</u>
0-4	79.1	66.7	12.4
5-9	82.9	73.4	9.5
10-19	71.2	49.5	21.7
20-29	77.1	44.2	32.9
30-39	80.5	48.1	32.4
40-49	76.8	47.7	29.1
50-59	66.8	43.6	23.2
60+	76.3	56.9	19.4

1989-92년 기간에 차이가 큰 연령층은 20-29세, 30-39세, 40-49세이다. 이러한 의료요구의 범주에 포함되지 않는 미치료자의 증가에 따라 의료요구자의 범주에 포함되는 미치료자의 비율은 현저히 감소하고 있다. 다음은 1989-92년간 경제적·지리적 이유로 치료받지 않은 비율을 비교하고 있다.

<u>연 령</u>	<u>1992</u>	<u>1989</u>	<u>차이</u>
0-4	5.8	11.6	-5.8
5-9	4.6	13.2	-8.6
10-19	17.4	31.8	-14.4
20-29	7.9	27.2	-19.3
30-39	10.1	32.2	-22.1
40-49	14.8	38.6	-23.8
50-59	24.8	43.3	-18.5
60+	16.8	32.1	-15.3

미치료이유 중 경제적·지리적 이유의 미치료자 비율은 각 연령층에서 1989-92년 기간에 크게 감소하고 있다. 이 기간에 가장 많이 감소한 연령층은 40-49세이며, 다음은 30-39세이다.

이와같은 1989-92년간 변화는 의료이용상 장벽인 경제적·지리적 이유가 많이 완화됨으로써 연령계층간 이들 이유를 갖는 미치료자 비율간 격차가 크게 완화되었다. 그러나 1992년에도 50-59세에서 이들 이유를 갖는 미치료자의 비율이 가장 높다는 것을 알 수 있다.

4) 教育水準

1992년 15일간 가구주의 교육수준별 미치료자 100인당 미치료이유 분포는 표 2-12와 같다.

표 2-12. 교육수준별 미치료자 100인당 미치료이유 분포, 1992

교육수준	계	증세경미	치유곤란	경제적이유	지리적이유	기타	치료예정
무학	100.0	38.7	22.5	20.2	9.5	4.1	5.0
국졸	100.0	48.1	22.1	11.0	8.6	4.6	5.6
중·고졸	100.0	62.8	15.9	6.4	5.8	3.8	5.3
대졸	100.0	67.1	17.3	2.2	3.6	4.2	5.6

가구주의 교육수준이 높아짐에 따라 증세경미의 비율이 높아지는 반면, 경제적 이유 및 지리적 이유의 비율은 감소한다. 따라서 교육수준별 경제적, 지리적 이유의 비율에는 큰 격차가 있다.

표 2-13은 1989년의 15일간 가구주 교육수준별 미치료이유의 분포를 나타내고 있다.

표 2-13. 교육수준별 미치료자 100인당 미치료이유 분포, 1989

교육수준	계	증세경미	치유곤란	경제적이유	지리적이유	기타	치료예정
무학	100.0	18.6	24.3	34.8	10.2	4.6	7.5
국졸	100.0	31.1	16.7	25.3	15.9	3.7	7.3
중·고졸	100.0	38.6	15.1	14.6	11.3	9.1	11.1
대졸	100.0	51.6	14.5	4.0	6.9	9.5	13.6

자료: 송건용 등, 1989년도 국민건강조사 - 이환 및 의료이용 -, 한국보건사회연구원, 1990.

1992년의 경우와 같이 교육수준이 높아지면서 증세경미의 비율이 증가하지만, 경제적, 지리적 이유의 비율은 감소한다. 따라서 1989년이나 1992

년에 미치료자 중 경제적·지리적 이유의 비율은 교육수준간 격차가 현저함을 알 수 있다. 그러나 그러한 격차는 1989-92년 기간에 현저히 완화되고 있다.

먼저 교육수준별로 증세경미와 치유곤란을 합한 비율을 1989년과 1992년을 비교해 보면 다음과 같다.

<u>교육수준</u>	<u>1992</u>	<u>1989</u>	<u>차이</u>
무학	61.2	42.9	18.3
국졸	70.2	47.8	22.4
중·고졸	78.7	53.7	25.0
대졸	84.4	66.1	18.3

1989-92년 기간에 이들 이유의 미치료자 비율은 각 교육수준에서 다 같이 증가하였으나, 특히 중·고졸에서 가장 많이 증가하였다.

다음으로 교육수준별로 미치료 증 경제적·지리적 이유의 비율을 1989-92년 기간을 비교해 보면 다음과 같다.

<u>교육수준</u>	<u>1992</u>	<u>1989</u>	<u>차이</u>
무학	29.7	45.0	-15.3
국졸	19.6	41.2	-21.6
중·고졸	12.2	25.9	-13.7
대졸	5.8	10.9	-5.1

이들 이유를 갖는 미치료자의 비율은 1989-92년 기간에 낮은 교육수준에서 비교적 크게 감소하고 있다. 따라서 교육수준별 이들 이유를 갖는 미치료자의 비율간 격차는 1989년에 45.0-10.9=34.1에서 1992년에는 29.7-5.8=23.9로 크게 완화되었다.

그러나 1992년에도 낮은 교육수준에서 경제적·지리적 이유의 비율이 여전히 상대적으로 큼을 알 수 있다.

5) 醫療保障

1992년 15일간 의료보장상태별 미치료자 100인당 미치료이유의 분포는 표 2-14와 같다.

표 2-14. 의료보장상태별 미치료자 100인당 미치료이유 분포, 1992

의료보장	계	증세경미	치유곤란	경제적이유	지리적이유	기타	치료예정
없음	100.0	55.6	12.7	21.3	3.6	2.4	4.6
공교	100.0	62.0	18.7	2.8	6.3	3.9	6.2
직장	100.0	64.6	15.7	5.8	5.0	3.9	4.9
지역	100.0	53.6	20.4	8.4	8.0	4.3	5.3
보호/부조	100.0	34.6	21.1	21.4	10.1	5.8	7.0

의료보장상태별로 미치료이유의 분포간 차이가 크다. 의료보장의 혜택이 없는 계층과 의료보호/부조 혜택자는 유사한 미치료이유 분포를 갖지만, 이들 계층과 의료보험 적용자간 미치료이유 분포의 차이는 크다. 의료보험 적용자는 그렇지 않은 계층과 비교하여 증세경미의 비율이 높은 반면, 경제적 이유의 비율이 낮다. 그러므로 의료보장 혜택을 받지 못하고 있는 계층과 의료보호/부조 수혜자의 미치료이유 중 경제적 이유가 여전히 의료이용의 중요한 장애요인이 되고 있음을 알 수 있다.

표 2-15는 1989년의 15일간 의료보장상태별 미치료이유의 분포를 나타내고 있다.

1992년의 경우와 같이 1989년에 의료보장상태별로 미치료이유의 분포에 차이가 크다. 의료보장의 혜택이 없는 계층에서 증세경미와 경제적 이유의 비율이 상대적으로 높고, 특히 의료보호/부조 수혜자에서 경제적 이유의 비율이 높다.

표 2-15. 의료보장상태별 미치료자 100인당 미치료이유 분포, 1989

의료보장	계	증세경미	치유곤란	경제적이유	지리적이유	기타	치료예정
없음	100.0	42.4	9.4	30.3	4.6	3.6	9.6
공교	100.0	38.9	20.6	9.6	6.6	11.1	13.2
직장	100.0	33.6	19.9	15.5	11.9	7.3	11.8
지역	100.0	34.1	18.0	20.9	13.6	5.7	7.7
보호/부조	100.0	25.7	11.0	35.2	14.3	5.9	7.9

자료: 송건용 등, 1989년도 국민건강조사 - 이환 및 의료이용 -, 한국보건사회연구원, 1990.

이와같은 미치료이유 분포의 1989-92년간 변화를 비교하기 위하여 먼저 증세경미와 치유곤란을 합한 비율을 보면 다음과 같다.

의료보장상태	1992	1989	차이
없음	68.3	51.8	16.5
공교	80.7	59.5	21.2
직장	80.3	53.5	26.8
지역	74.0	52.1	21.9
보호/부조	55.7	36.7	19.0

1989-92년 기간에 증세경미와 치유곤란의 비율은 의료보장상태별로 약간의 차이는 있지만 다 같이 크게 증가하고 있다.

1989-92년간 미치료 중 경제적·지리적 이유의 비율의 변화는 다음과 같다.

의료보장상태	1992	1989	차이
없음	24.9	34.9	-10.0
공교	9.1	16.2	-7.1
직장	10.8	27.4	-16.6
지역	16.4	34.5	-18.1
보호/부조	31.5	49.5	-18.0

1989-92년 기간에 미치료이유 중 경제적·지리적 이유의 비율이 크게 감소했고, 이러한 감소는 지역의보, 의료보호/부조, 직장의보에서 크다. 그러나 경제적·지리적 이유의 미치료자는 1992년에도 의료보호/부조에서 가장 높고, 의료보장 미수혜자에서도 높음을 알 수 있다.

6) 生活水準

1992년 15일간 가구의 생활수준별 미치료자 100인당 미치료이유의 분포는 표 2-16과 같다.

가구의 생활수준이 높아짐에 따라 미치료이유 중 증세경미의 비율은 증가하는 반면, 경제적 이유의 비율은 감소한다. 따라서 가구의 생활수준은 미치료이유의 분포에 크게 영향을 주고 있다.

표 2-16. 생활수준별 미치료자 100인당 미치료이유 분포, 1992

생활수준	계	증세경미	치유곤란	경제적이유	지리적이유	기타	치료예정
하	100.0	50.8	18.5	14.2	7.0	4.1	5.5
중	100.0	59.1	17.8	6.4	7.7	4.0	5.0
상	100.0	62.7	19.1	3.6	4.4	4.6	5.6

표 2-17은 1989년의 가구의 생활수준별로 15일간 미치료자 100인당 미치료이유의 분포를 나타내고 있다.

표 2-17. 생활수준별 미치료자 100인당 미치료이유 분포, 1989

생활수준	계	증세경미	치유곤란	경제적이유	지리적이유	기타	치료예정
하	100.0	28.1	16.0	29.3	12.6	6.3	7.8
중	100.0	38.1	15.5	18.0	12.6	6.4	9.4
상	100.0	35.5	24.2	9.4	10.9	7.1	12.9

자료: 송건용 등, 1989년도 국민건강조사 - 이환 및 의료이용 -, 한국보건사회연구원, 1990.

1989년에 미치료자 중 증세경미의 비율은 가구의 생활수준이 높아짐에 따라 증가경향을 나타내지만, 경제적 이유의 비율은 감소한다. 특히 경제적 이유의 비율은 생활수준 「하」에서 29.3%를 차지한다. 그러므로 1989년이나 1992년에 생활수준 「하」에서 미치료이유 중 경제적 이유의 비율이 높지만, 1989년과 비교하여 1992년에 낮아지고 있음을 알 수 있다.

1989-92년간 의료요구의 범주에 포함되지 않는 미치료이유인 증세경미와 치유곤란을 합한 비율의 변화는 다음과 같다.

<u>생활수준</u>	<u>1992</u>	<u>1989</u>	<u>차이</u>
하	69.3	44.1	25.2
중	76.9	53.6	23.3
상	81.8	59.7	22.1

1989-92년 기간에 생활수준별로 큰 차이없이 미치료이유 중 증세경미와 치유곤란의 비율은 크게 증가하였다.

1989-92년간 미치료이유 중 경제적·지리적 이유의 분포 변화는 다음과 같다.

<u>생활수준</u>	<u>1992</u>	<u>1989</u>	<u>차이</u>
하	21.2	41.9	-20.7
중	14.1	30.6	-16.5
상	8.0	20.3	-12.3

1989년과 비교하여 1992년에 미치료이유 중 경제적·지리적 이유의 비율은 크게 감소했고, 생활수준이 낮을수록 감소율이 높다. 따라서 1992년에 경제적·지리적 이유의 생활수준간 격차도 21.2%~8.0%로 크게 완화되었다.

7) 자신이 인식하는 健康狀態

1992년 15일간 자신이 인식하는 건강상태별 미치료자 100인당 미치료이유의 분포는 표 2-18과 같다.

표 2-18. 자신이 인식하는 건강상태별 미치료이유 분포, 1992

건강상태	계	중세 경미	치유 곤란	경제적 이유	지리적 이유	기타	치료 예정
건강하지않음	100.0	40.0	26.5	14.6	8.4	4.6	6.0
보통임	100.0	62.4	15.3	6.5	7.4	3.8	4.7
건강함	100.0	71.9	11.0	3.7	4.5	3.9	5.0

자신이 인식하는 건강상태는 미치료이유의 분포에 크게 영향을 준다. 건강할수록 중세경미의 비율이 높고, 경제적·지리적 이유의 비율이 낮다.

표 2-19는 1989년의 자신이 인식하는 건강상태별 미치료자 100인당 미치료이유의 분포를 나타내고 있다.

표 2-19. 자신이 인식하는 건강상태별 미치료이유 분포, 1989

건강상태	계	중세 경미	치유 곤란	경제적 이유	지리적 이유	기타	치료 예정
건강하지않음	100.0	18.9	23.7	30.3	13.0	5.2	9.0
보통임	100.0	33.6	17.4	19.8	12.9	6.6	9.7
건강함	100.0	48.9	10.4	12.1	11.0	7.9	9.6

자료: 송건용 등, 1989년도 국민건강조사 - 이환 및 의료이용 -, 한국보건사회연구원, 1990.

1992년의 경우와 같이 1989년에 자신이 인식하는 건강상태별로 미치료이유의 분포에 차이가 크다. 건강할수록 중세경미의 비율이 높은 반면, 경제적 이유의 비율은 낮다.

건강상태별로 증세경미와 치유곤란을 합한 비율을 1989-92년 기간 비교한 결과는 다음과 같다.

<u>건강상태</u>	<u>1992</u>	<u>1989</u>	<u>차이</u>
건강하지 않음	66.5	42.6	23.9
보통임	77.7	51.0	26.7
건강함	82.9	59.3	23.6

1989-92년 기간에 각 건강상태별로 차이없이 증세경미와 치유곤란의 비율은 크게 증가하였다. 이에 따라 미치료이유 중 경제적·지리적 이유의 비율은 다음과 같이 크게 감소하고 있다.

<u>건강상태</u>	<u>1992</u>	<u>1989</u>	<u>차이</u>
건강하지 않음	23.0	43.3	-20.3
보통임	13.9	32.7	-18.8
건강함	8.2	23.1	-14.9

경제적·지리적 미치료이유의 비율은 1989-92년 기간에 크게 낮아졌고, 건강하지 않음에서 크게 감소함으로써 건강하지 않음과 건강함간 이들 이유의 비율간 격차는 1992년에 23.0%~8.2%로 크게 완화되었다. 그러나 1992년에도 건강하지 않음의 경제적·지리적 미치료이유의 비율은 상대적으로 가장 높다.

8) 要 約

미치료자는 이환자이면서 치료를 받지 못한 사람이다. 이들 미치료자의 미치료이유 중 경제적·지리적 미치료이유는 의료접근도를 결정하는 주요 요인이다. 그러므로 경제적·지리적 이유의 비율감소와 이 비율의 지역, 인구, 사회·경제적 계층간 격차완화는 소망스러운 것이다.

이에 따라 미치료이유는 미치료자 100인당 경제적·지리적 미치료이유 분포의 변화를 연도별 그리고 지역, 인구, 사회·경제적 계층간 변화 등을 중심으로 분석되었다.

1981년에 미치료이유의 큰 부분은 경제적 이유였다(도시 47.1%, 읍지역 51.0%, 면지역 59.8%, 벽지 69.0%). 그러나 미치료이유로서 경제적·지리적 이유의 비율은 크게 감소하는 경향을 나타내어 1992년에는 15.5%에 불과하다.

이러한 감소는 지역, 인구, 사회·경제적 계층간 격차완화를 수반하고 있어서 바람직하게 변화한 것이다. 그러나 1992년에도 여전히 격차는 존재한다.

지역별(시부 11.5%, 군부 22.7%), 성별(남자 13.2%, 여자 17.2%), 연령별(5-9세 4.6%, 50-59세 24.8%), 교육수준별(무학 29.7%, 대졸 5.8%), 의료보장상태별(공교의보 9.1%, 의료보호/부조 31.5%), 생활수준(하 21.2%, 상 8.0%), 자신이 인식하는 건강상태별(건강하지 않음 23.0%, 건강함 8.2%)로 격차가 있다.

경제적·지리적 미치료이유의 비율이 높은 계층을 의료취약계층으로 본다면, 이들 취약계층은 군부거주, 연령 50-59세, 교육수준 무학, 의료보호/부조 수혜자, 생활수준 「하」, 그리고 건강하지 않음 등의 특성을 갖고 있다고 하겠다.

3. 醫療充足

1) 地 域

15일간 지역별 의료요구자 100인당 의료충족률은 표 2-20과 같다.

표 2-20. 지역별 의료요구자 100인당 의료충족률 비교, 1989-92

연도	전국	시부	군부
1992	92.7	94.6	87.3
1989	89.5	93.4	80.8
차이	3.2	1.2	6.5

의료충족률은 1992년에 92.7%로서 1989년보다 3.2% 포인트 높아졌다. 지역별로 볼 때 의료충족률은 시부보다 군부에서 더 높은 증가율을 나타내고 있다. 그러나 시부와 군부간 의료충족률의 격차는 줄어들고 있으나, 여전히 있다. 그 격차는 1989년에 12.6%, 1992년에 7.3%이다.

전국을 대표하는 표본이 아닌 지역표본에서 계산된 1981년과 1987년의 의료충족률을 보면, 표 2-21과 같다.

표 2-21. 의료충족률, 1981-87

연도	도시	읍지역	면지역
1987	90.9	87.9	81.0
1981	77.7	73.1	59.2
차이	13.2	14.8	21.8

자료: 송건용 등, 우리나라 의료이용에 관한 조사연구, 한국인구보건연구원, 1988.

의료충족률은 1981년에 대단히 낮았고, 특히 면지역에서 낮았음을 알 수 있다. 따라서 지역간 의료충족률의 격차도 컸다. 1981년과 비교하여 1987년에 의료충족률은 각 지역에서 현저히 높아지고 있고, 면지역에서 크게 증가하였다. 그러나 도시, 읍지역, 면지역간 의료충족률의 격차는 컸다.

1981년 이후 의료충족률의 변화를 보면 전체적으로 의료충족률은 일관성 있게 증가 경향을 나타냈고, 이와같은 증가는 농촌지역에서 현저했음을 알 수 있다. 따라서 전국민의료보험이 실시된 이후 1992년에는 시부와 군부간 의료충족률의 격차는 크게 감소했다. 그러나 군부에서의 의료충족률은 도시보다 여전히 낮은 수준에 있고, 앞으로 향상되어야 할 여지가 크다고 하겠다.

2) 性 別

1989-92년의 15일간 성별 의료요구자 100인당 의료충족률은 표 2-22와 같다.

표 2-22. 성별 의료충족률, 1989-92

연도	전 국		시 부		군 부	
	남	여	남	여	남	여
1992	93.4	92.2	95.1	94.2	88.1	86.7
1989	90.7	88.5	94.2	92.5	82.4	79.5
차이	2.7	3.7	0.9	1.7	5.7	7.2

성별 의료충족률은 1989과 1992년에 각각 차이가 거의 없다. 다만 지역에 따라 차이가 있을 뿐이다.

1989-92년간 성별 의료충족률의 변화를 보면, 남자보다 여자에서 증가율이 높고, 특히 군부지역의 여자에서 현저히 증가하였다. 이에 따라 1989년에 도시 여자와 군부 여자간 의료충족률의 격차는 13.0%였던 것이 1992년에는 7.5% 포인트로 축소되었다.

그러나 군부 여자의 의료충족률은 군부 남자보다 낮고, 도시 여자보다 훨씬 낮은 상태에 있음을 알 수 있다.

3) 年 齡

1989-92년의 15일간 연령별 의료요구자 100인당 의료충족률은 표 2-23과 같다.

표 2-23. 연령별 의료충족률, 1989-92

연령	전 국			시 부			군 부		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
0-4	99.2	98.3	0.9	99.2	98.9	0.3	99.0	96.0	3.0
5-9	98.0	97.0	1.0	98.0	98.2	-0.2	97.8	93.9	3.9
10-19	92.4	90.4	2.0	93.7	94.0	-0.3	86.4	80.4	6.0
20-29	92.9	91.3	1.6	93.6	92.7	0.9	89.3	83.5	5.8
30-39	93.4	90.8	2.6	94.9	92.9	2.0	86.7	83.0	3.7
40-49	91.6	85.6	6.0	93.2	90.3	2.9	86.9	75.6	11.3
50-59	87.4	84.2	3.2	91.3	91.0	0.3	81.6	76.0	5.6
60+	90.5	83.4	7.1	92.9	88.9	4.0	87.5	78.0	9.5

전국에서 9세 이하 인구의 의료충족률은 1989년과 1992년에 각각 미충족 의료요구가 거의 없는 높은 수준을 나타내고 있다.

1992년에 연령 10대와 40대의 의료충족률은 92-93% 수준을 나타내고 있으나, 50-59세에서 가장 낮은 87.4%, 그리고 60세 이상에서 90.5%를 나타내고 있다.

1989-92년 기간의 의료충족률의 변화를 보면, 60세 이상에서 가장 높은 7.1% 포인트 증가했고, 40-49세에서는 6.0% 증가했다.

시부에서는 0-9세에서 가장 높은 98-99%의 의료충족률을 나타내고 있고, 50-59세에서 91%로 가장 낮다. 기타 연령층에서는 93-95%를 나타낸다. 1989-92년간 변화를 보면, 의료충족률은 60세 이상에서 가장 높은 4.0% 포인트 증가했고, 40-49세에서도 2.9% 포인트 증가했다.

군부에서도 연령별 의료충족률은 시부의 경향을 나타낸다. 0-9세에서 가장 높고, 50-59세에서 가장 낮다. 다만 1989-92년간 변화에서 각 연령 계층별로 비교적 고르게 의료충족률이 크게 증가했지만 특히 40-49세에서 11.3% 포인트, 60세 이상에서 9.5% 포인트 크게 증가하고 있다.

이와같이 1989-92년 기간에 시부보다 군부에서 각 연령계층별로 의료충족률이 크게 증가했으나, 0-9세를 제외하고 시부와 군부간 연령계층별로 의료충족률의 격차는 여전히 크다. 1992년에 시부와 군부간 의료충족률의 격차는 다음과 같이 50-59세에서 가장 높다.

연령	1992	1989	차이
50-59	91.3	81.6	9.7
30-39	94.9	86.7	8.2
10-19	93.7	86.4	7.3
40-49	93.2	86.9	6.3
60+	92.9	87.5	5.4
20-29	93.6	89.3	4.3

따라서 군부의 50-59세에서 의료충족률이 상대적으로 가장 낮을 뿐만 아니라 시부와 비교하여 가장 큰 격차를 나타내고 있기 때문에 이들 연령층의 미충족 의료가 정책적 관심이 된다고 하겠다.

4) 教育水準

1989-92년의 15일간 교육수준(가구주)별 의료요구자 100인당 의료충족률은 표 2-24와 같다.

표 2-24. 교육수준별 의료충족률, 1989-92

교육수준	전 국			시 부			군 부		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
무학	85.0	75.7	9.3	90.7	82.1	8.6	80.8	72.1	8.7
국졸	89.6	82.6	7.0	92.5	88.2	4.3	86.1	77.6	8.5
중·고졸	94.0	92.8	1.2	94.8	94.2	0.6	90.8	86.7	4.1
대졸	96.6	96.2	0.4	96.5	96.4	0.1	97.8	94.2	3.6

가구의 교육수준에 따라 의료충족률의 차이는 비교적 크다. 전국에서 1989년에 무학과 대졸간에 의료충족률의 격차는 20.5% 포인트였다. 1992년에는 11.6% 포인트로 축소되었으나 여전히 크다. 이러한 격차해소는 1989-92년 기간에 무학에서 의료충족률이 9.3% 포인트 증가에 기인된 것이다.

지역별로 볼 때 시부와 군부에서 각각 교육수준이 낮을수록 의료충족률이 낮으나, 1989-92년 기간에 의료충족률의 증가폭이 크다. 따라서 1989년보다 1992년에 교육수준간 의료충족률의 격차는 크게 감소하고 있다. 시부에서 무학과 대졸간 의료충족률의 격차는 1989년에 14.3% 포인트였고, 1992년에는 무학과 대졸간 격차는 5.8% 포인트로 감소했다. 군부에서의 무학과 대졸간 의료충족률의 격차는 1989년에 22.1% 포인트였고, 1992년에 그 격차는 17.0% 포인트로 감소했다. 결과적으로 시부에서 1992년에 교육수준에 따른 의료충족률의 격차는 거의 없어졌지만, 군부에서는 낮은 교육수준의 충족률이 크게 향상되었음에도 교육수준간 격차가 여전히 크다.

한편 동일 교육수준에서도 시부보다 군부에서 의료충족률이 낮음을 볼 수 있다. 무학의 경우에 의료충족률은 1992년에 시부에서 90.7%이나 군부에서는 80.8%로서 9.9% 포인트, 국졸의 경우에는 시부에서 92.5%, 군부에서 86.1%로서 6.4% 포인트의 격차가 있다. 그러므로 군부에서의 무학과 국졸에서 의료충족률의 증가가 요구되는 것이다.

5) 醫療保障

1989-92년의 15일간 의료보장종류별 의료요구자 100인당 의료충족률은 표 2-25와 같다.

표 2-25. 의료보장종류별 의료충족률, 1989-92

의료보장종류	전 국			시 부			군 부		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
없음	89.2	87.2	2.0	91.7	90.1	1.6	80.8	81.2	-0.4
공·교	94.0	90.8	3.2	96.5	93.6	2.9	88.8	86.7	2.1
직장	94.7	92.7	2.0	95.6	94.8	0.8	90.2	83.1	7.1
지역	92.5	88.9	3.6	94.6	92.9	1.7	87.0	80.7	6.3
보호/부조	81.1	78.9	2.2	76.0	85.9	-9.9	83.8	75.8	8.0

의료보장 종류에 따른 의료충족률의 격차는 크며, 1989-92년 기간에 축소되지 않았고 여전히 크다. 전국에서 의료충족률은 1989년에 직장의료보험에서 92.7%로서 가장 높고, 의료보호에서 78.9%로서 가장 낮다. 이들간 의료충족률의 격차는 13.8% 포인트다. 1992년에 이들간 격차는 13.6% 포인트로서 차이가 없다.

지역별로 보면, 시부에서 1989년에 직장의료보험의 의료충족률은 94.8%, 의료보호의 의료충족률은 85.9%로서 이들간 격차는 8.9% 포인트였다. 그

러나 1992년에 직장의료보험의 의료충족률은 95.6%, 의료보호에서는 76.0%로서 이들간 19.6% 포인트의 격차를 나타내고 있다. 이는 시부의 의료보호/부조 수혜자의 의료충족률이 크게 감소한데 기인한다.

군부에서는 1989년에 공·교의료보험의 의료충족률이 가장 높은 86.7%, 의료보호에서 가장 낮은 75.8%로서 이들간 격차는 10.9% 포인트이다. 1992년에는 직장의료보험에서 의료충족률이 가장 높은 90.2%였고, 의료보장 미수혜자에서 가장 낮은 80.8%로서 이들간 격차는 9.4% 포인트이다. 군부의 의료보험종류별 격차는 시부보다 적다.

여기서 특기할 사항은 1989-92년 기간에 군부에서 의료보호/부조 수혜자의 의료충족률이 현저히 높아짐으로써 시부의 의료보호 수혜자와 군부의 의료보장 미수혜자의 낮은 의료충족률이 문제가 된다는 것이다.

6) 生活水準

1989-92년의 15일간 가구의 생활수준별 의료요구자 100인당 의료충족률은 표 2-26과 같다.

표 2-26. 가구의 생활수준별 의료충족률, 1989-92

생활수준	전 국			시 부			군 부		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
하	89.7	84.2	5.5	92.0	90.2	1.8	85.5	78.4	7.1
중	93.6	90.7	2.9	95.5	94.0	1.5	86.9	81.7	5.2
상	95.1	93.5	1.6	95.9	94.8	1.1	92.3	87.0	5.3

생활수준별 의료충족률의 격차는 비교적 크지 않다. 1992년 전국에서 생활수준 「하」의 의료충족률은 89.7%이며, 「상」에서는 95.1%로서 이들간 격

차는 5.4% 포인트에 불과하다. 이러한 적은 격차는 1989-92년 기간에 생활수준 「하」에서 의료충족률이 비교적 크게 증가한데 기인된 것이다.

시부와 군부를 구분하여 볼 때, 시부에서는 생활수준별로 의료충족률의 격차는 없으나, 군부에서는 생활수준 「하」와 「상」간에 1992년에 6.8% 포인트의 격차가 있으나, 1989년의 격차 8.6% 포인트보다 감소한 것이다.

그러나 1992년에 군부의 생활수준 「하」와 「중」에서 의료충족률은 시부의 각 생활수준과 군부의 생활수준 「상」과 비교하여 상대적으로 낮은 수준에 있음을 알 수 있다.

7) 자신이 인식하는 健康狀態

1989-92년의 15일간 자신이 인식하는 건강상태별 의료요구자 100인당 의료충족률은 표 2-27과 같다.

표 2-27. 자신이 인식하는 건강상태별 의료충족률, 1989-92

건강상태	전 국			시 부			군 부		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
건강하지않음	88.0	84.8	3.2	90.3	89.2	1.1	84.3	79.0	5.3
보통임	92.9	88.9	4.0	95.3	93.0	2.3	86.0	79.3	6.7
건강함	96.0	93.3	2.7	96.6	96.1	0.5	92.6	84.2	8.4

자신이 인식하는 건강상태와 의료충족률 간에 연관성이 크다. 건강하지 않을수록 의료충족률은 낮은 경향을 나타낸다. 전국에서 1992년에 「건강하지 않음」의 의료충족률은 88.0%, 「건강함」에서는 96.0%로서 이들간 8.0% 포인트의 격차가 있다. 1989년에 이들간 격차 8.5% 포인트와 유사하다.

시부에서 「건강하지 않음」과 「건강함」간 의료충족률의 격차는 1992년에 6.3% 포인트, 1989년에 6.9% 포인트였다. 군부에서 「건강하지 않음」과 「건강함」간 의료충족률의 격차는 1992년에 8.3% 포인트, 1989년에 5.2% 포인트였다. 1989년보다 1992년에 이들간 격차가 더 커진 것은 「건강함」에서의 의료충족률이 크게 증가한데 기인된 것이다.

따라서 군부의 「건강하지 않음」, 「보통임」 등에서의 낮은 의료충족률은 관심의 대상이 됨을 알 수 있다.

8) 多變量分析

의료충족 여부에 영향을 주는 주요 변수의 효과를 밝히기 위하여 로지스틱회귀분석이 실시되었다. 분석모형은 제4장 외래진료에서 자세히 기술된 Andersen 모형이 이용되었다.

분석에 사용된 변수는 표 2-28과 같고, 분석결과는 표 2-29와 같다.

표 2-28. 의료충족 여부와 관련된 변수

변 수	측 정
지역	0. 시부 1. 군부
성	0. 남자 1. 여자
연령	실수
교육수준	0. 무학 6. 국졸 9. 중졸 12. 고졸
(교육기간)	14. 전문대졸 16. 대졸
의료보장(1)	0. 없음+의료보험 1. 의료보호
의료보장(2)	0. 없음+의료보험 1. 의료보험
건강상태	1. 건강하지 않음 2. 보통 3. 건강함
생활수준	1. 하 2. 중 3. 상
육내활동	0. 타의 도움 필요 1. 타의 도움 필요없음
육외활동	0. 타의 도움 필요 1. 타의 도움 필요없음
침상와병일수	실수
활동제한일수	실수
의료충족여부	0. 미충족 1. 충족

표 2-29. 의료충족 여부에 대한 로지스틱회귀분석, 1992

변 수	회귀계수	표준오차	T
지역	-0.260	0.052	-4.963
성	-0.021	0.048	-0.445
연령	-0.002	0.001	-1.768
교육수준	0.023	0.006	3.920
의료보장(1)	0.133	0.117	1.137
의료보장(2)	0.262	0.098	2.673
평소건강상태	0.195	0.032	6.073
생활수준	0.086	0.036	2.374
육내활동 여부	-0.316	0.244	-1.297
육외활동 여부	0.019	0.162	0.118
침상와병일	0.036	0.010	3.436
활동제한일	0.016	0.008	1.982
(상수)	5.739	0.243	23.629

$$\chi^2_{6225}=6212.093(p=0.544)$$

분석모형은 적합하고 통계적으로 유의하다. 의료충족 여부에 영향을 주는 변수 중 평소 건강상태가 가장 크게 영향을 주고 있다. 다음으로 중요한 변수는 거주지역이다. 군부에 거주하는 경우 의료충족률이 낮다. 그리고 연령이 많을수록 의료충족률은 낮아진다. 또한 가구의 교육수준이 낮고, 침상와병일수가 적고, 의료보장이 없거나 의료보호 수혜자, 그리고 생활수준이 낮고, 활동제한일이 적으면 의료충족률도 낮아지는 경향이 있다.

이와같은 분석결과는 의료의 형평실현을 위해서 향후 의료정책의 방향을 어디에다 두어야 할 것인지를 결정하는데 좋은 시사점을 제시하고 있다. 이는 뒤에서 논의될 실제 의료이용 수준이 높거나 증가경향이 있더라도 의료요구에 기초를 둔 의료충족 여부의 관점에서 군부 거주, 노령화, 낮은 교육수준 및 생활수준, 의료보장 미수혜자와 의료보호/부조 수혜자 등은 상대적으로 여전히 의료충족률이 낮은 것이다.

9) 要 約

의료요구자 100인당 의료충족률은 1992년에 92.7%이다. 1981년 의료충족률은 도시에서 77.7%, 읍지역에서 73.1%, 면지역에서 59.2%였던 것과 비교하여 크게 향상되었다.

이러한 향상은 지역, 인구, 사회·경제적 계층간 격차완화를 통해 이룩된 것이다. 그러나 1992년에도 이들 계층간 격차는 상존한다. 지역별(시부 94.6%, 군부 87.3%), 성별(남자 93.4%, 여자 92.2%), 연령별(0-4세 99.2%, 50-59세 87.4%), 교육수준별(무학 85.0%, 대졸 96.6%), 의료보장상태별(의료보호/부조 81.1%, 직장의료보 94.7%), 생활수준별(하 89.7%, 상 95.1%), 건강상태별(건강하지 않음 88.0%, 건강함 96.0%)로 격차가 있다.

의료충족 여부에 대한 로지스틱회귀분석은 평소 건강상태가 의료미충족의 가장 중요한 변수임을 밝히고 있다. 다음으로는 군부거주, 노령화, 그리고 낮은 교육 및 생활수준이 유의하게 영향을 준다.

의료충족률이 의료의 형평실현 정도를 나타낸다면, 의료의 형평실현 정도가 상대적으로 낮은 계층은 군부거주, 연령 50-59세, 교육수준 무학, 의료보호/부조 수혜자, 건강하지 않음 등의 특성을 갖는다.

이들 의료의 형평실현 정도가 낮은 계층의 특성은 앞에서 미치료이유 중 경제적·지리적 미치료이유의 비율로 분석된 의료취약계층의 특성과 일치한다. 그러므로 향후 의료의 형평실현을 위해 이들 취약계층에 대한 의료접근도의 향상은 중요 정책과제가 되어야 할 것이다.

第 3 章 醫療利用 樣相

의료이용 양상(utilization pattern)이란 특정기간(15일간)내 의료이용자 100인당 이용한 치료원(source of treatment)별 구성비를 의미한다. 여기서 치료원에는 병의원, 치과병의원, 한방병의원 및 한약방, 보건소·보건지소 및 보건진료소, 약국 및 약방, 기타(민속치료, 미신, 종교적 치료 등) 등이 포함된다.

의료이용 양상의 변화는 치료원 선택의 변화를 분석하는데 유익하다. 그간 의료이용 양상의 변화는 소득수준이 낮고 의료자원이 부족한 상태에서는 약국(방) 이용률이 높았으나, 의료보험 적용범위와 의료자원의 확대에 따라 과거에 높았던 약국(방) 이용률은 병의원 이용으로 대체되는 경향을 나타낸다. 이러한 변화를 연도별로 지역, 인구, 사회·경제적 계층별로 분석하였다.

1) 地 域

1989-92년간 지역별 의료이용 양상의 비교결과는 표 3-1과 같다.

1992년에 전국에서 병의원 이용이 48.5%로서 가장 높고 다음은 약국(방) 이용이 40.1%이다. 1989-92년간 의료이용 양상의 변화 중 특징적인 것은 병의원 이용증가(8.1% 포인트)와 약국(방) 이용의 감소(10.4% 포인트)이다. 시부와 군부로 구분해 보면, 시부와 비교하여 군부지역에서 약국(방) 이용이 크게 감소한 반면, 보건기관 이용과 병의원 이용이 크게 증가했음이 지적된다.

이에 따라 1989-92년간 의료이용 양상의 변화는 약국 이용률의 감소와

이러한 감소가 시부에서는 병의원 이용, 군부에서는 병의원과 보건기관 이용으로 각각 대체되고 있는 특성을 갖는다.

표 3-1. 지역별 15일간 의료이용자 100인당 의료이용 양상의 변화, 1989-92

구 분	병의원	치과	한방	보건 (지)소	보건 진료소	약국 (방)	기타	계
<전 국>								
1992	48.5	2.1	4.3	2.6	1.8	40.1	0.6	100.0
1989	40.4	1.4	3.9	2.0	1.1	50.5	0.7	100.0
차이	8.1	0.7	0.4	0.6	0.7	-10.4	-0.1	-
<시 부>								
1992	49.1	2.2	4.4	0.8	-	43.0	0.5	100.0
1989	41.5	1.5	3.6	0.5	-	52.3	0.6	100.0
차이	7.6	0.7	0.8	0.3	-	-9.3	-0.1	-
<군 부>								
1992	46.5	2.1	4.0	8.4	7.4	30.9	0.7	100.0
1989	37.5	0.9	4.7	6.5	4.0	45.6	0.8	100.0
차이	9.0	1.2	-0.7	1.9	3.4	-14.7	-0.1	-

표 3-2는 1981년의 의료이용 양상을 나타내고 있다.

표 3-2. 지역별 15일간 의료이용자 100인당 의료이용 양상, 1981

치료원	도시	읍지역	면지역	벽지
병·의원	31.0	26.9	20.3	16.6
한방	6.4	4.3	6.2	6.8
약국(방)	60.7	66.0	67.9	72.2
기타*	1.9	2.8	5.6	4.4
계	100.0	100.0	100.0	100.0

* 보건기관 이용자 포함

자료: 송건용·김홍숙, 우리나라 의료요구 및 의료이용에 관한 조사연구보고, 한국인구보건연구원, 1982.

1981년에 각 지역에서 가장 많이 이용한 치료원은 약국(방)이었다. 약국(방) 이용률은 면지역 및 벽지에서 높았다. 1981년과 1992년의 의료이용 양상을 비교해 보면 농촌지역에서 약국(방) 이용이 현저히 감소했고, 이들 감소는 병의원과 보건기관 이용으로 대체되었음을 알 수 있다. 바람직한 방향으로 의료이용 양상이 변화하고 있는 것으로 해석된다.

2) 性別

1989-92년 기간의 15일간 성별 의료이용자 100인당 의료이용 양상의 변화는 표 3-3과 같다.

표 3-3. 성별 의료이용자 100인당 의료이용 양상, 1989-92

치료원	남			여		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이
병의원	48.3	40.7	7.6	48.6	40.6	8.0
치과	2.6	1.7	0.9	1.8	1.1	0.7
한방	3.5	3.3	0.2	4.9	4.3	0.6
보건(지)소	2.4	2.0	0.4	2.7	2.0	0.7
보건진료소	1.7	1.0	0.7	1.9	1.1	0.8
약국(방)	41.0	50.5	-9.5	39.5	50.2	-10.7
기타	0.6	0.7	-0.1	0.6	0.7	-0.1
계	100.0	100.0	-	100.0	100.0	-

1989-92년 기간에 성별로 의료이용 양상의 변화에 유의한 차이가 없다. 남녀 다 같이 약국(방) 이용률이 크게 감소했고, 이 감소의 대부분은 병의원 이용증가로 반영되고 있다. 따라서 1992년에도 의료이용 양상의 성별 차이는 거의 없다.

3) 年 齡

1992년 연령별 15일간 의료이용자 100인당 의료이용 양상은 표 3-4와 같다.

표 3-4. 연령별 의료이용자 100인당 의료이용 양상, 1992

연령	계	병의원	치과	한방	보건 (지)소	보건 진료소	약국 (방)	기타
0-4	100.0	77.3	0.8	1.4	1.6	1.2	17.6	-
5-9	100.0	52.9	5.4	0.7	2.1	1.6	37.1	0.2
10-19	100.0	37.1	4.8	1.2	1.1	1.4	54.3	0.1
20-29	100.0	43.3	2.1	4.1	1.1	0.6	48.2	0.5
30-39	100.0	42.2	1.6	5.6	0.8	1.2	47.6	1.0
40-49	100.0	38.3	2.1	6.7	1.7	1.6	48.6	1.1
50-59	100.0	43.1	1.6	6.0	5.2	3.0	39.9	1.0
60+	100.0	46.6	1.3	6.4	6.4	3.4	35.3	0.6

연령별로 의료이용 양상에 큰 차이가 있다. 0-4세에서 병의원 이용률은 77.3%이며, 약국(방) 이용률은 17.6%에 불과하다.

병의원 이용률이 가장 낮은 연령계층은 10-19세이며, 이 연령층에서 약국(방) 이용률은 가장 높다(54.3%).

연령계층별로 의료이용 양상의 특징이 있다. 한방 이용률은 40세 이상에서, 보건(지)소와 보건진료소 이용률은 50세 이상에서 각각 비교적 높다. 치과 이용률은 5-9세에서 가장 높다.

1989년 연령별 15일간 의료이용자 100인당 의료이용 양상은 표 3-5와 같다.

표 3-5. 연령별 의료이용자 100인당 의료이용 양상, 1989

연령	계	병의원	치과	한방	보건 (지)소	보건 진료소	약국 (방)	기타
0-4	100.0	69.2	1.0	0.3	1.5	0.4	27.4	0.2
5-9	100.0	42.3	1.4	0.5	1.7	1.6	52.4	0.2
10-19	100.0	27.9	1.9	1.2	1.1	1.5	65.6	0.7
20-29	100.0	33.4	2.3	2.4	0.7	0.2	59.7	1.4
30-39	100.0	33.4	1.0	5.5	1.2	0.4	58.1	0.4
40-49	100.0	35.2	1.3	6.5	2.1	1.1	53.3	0.6
50-59	100.0	40.3	0.9	7.3	2.9	1.8	45.8	1.1
60+	100.0	40.0	1.4	6.4	5.2	1.8	44.0	1.3

자료: 송건용 등, 1989년도 국민건강조사 - 이환 및 의료이용 -, 한국보건사회연구원, 1990.

1989년의 의료이용 양상은 1992년의 경우와 유사하다. 0-4세에서 병의원 이용률이 높고, 약국(방) 이용률은 10-19세에서 높다. 따라서 연령별 의료이용 양상에 큰 차이가 있다.

1989-92년간 의료이용 양상의 변화특징은 각 연령계층별로 약국(방) 이용률의 감소와 병의원을 포함한 다른 치료원 이용률의 증가이다. 그러므로 연령별로 의료이용자 100인당 약국(방) 이용률의 1989-92년 기간의 변화를 보면 다음과 같다.

연령	1992	1989	차이
0-4	17.6	27.4	-9.8
5-9	37.1	52.4	-15.3
10-19	54.3	65.6	-11.3
20-29	48.2	59.7	-11.5
30-39	47.6	58.1	-10.5
40-49	48.6	53.3	-4.7
50-59	39.9	45.8	-5.9
60+	35.3	44.0	-8.7

1989-92년 기간에 약국(방) 이용률은 각 연령계층에서 크게 감소하고 있으나, 특히 39세 이하에서 현저하였다. 40-49세 및 50-59세에서는 감소폭이 가장 적다.

1992년에 의료이용자 100인당 약국(방) 이용률의 연령별 격차는 여전히 크다. 10-19세에서 가장 높은 54.3%였고, 0-4세에서는 17.6%에 불과하다.

한편 1992년의 의료이용자 100인당 병의원 이용률은 0-4세에서 77.3%로 가장 높고 10-19세에서 37.1%로서 가장 낮고, 40-49세에서도 낮다(38.3%). 연령계층간 병의원 이용률의 격차는 여전히 크다고 하겠다.

4) 教育水準

1992년 가구주의 교육수준별 15일간 의료이용자 100인당 의료이용 양상은 표 3-6과 같다.

표 3-6. 교육수준별 의료이용자 100인당 의료이용 양상, 1992

교육수준	계	병의원	치과	한방	보건 (지)소	보건 진료소	약국 (방)	기타
무학	100.0	42.4	0.4	6.2	8.7	5.0	36.4	1.1
국졸	100.0	40.1	2.3	5.2	3.9	4.3	43.9	0.1
중.고졸	100.0	48.7	2.2	3.7	1.8	1.0	42.0	0.6
대졸	100.0	58.4	2.7	4.3	1.0	0.3	32.8	0.5

가구주의 교육수준은 의료이용 양상에 크게 영향을 준다. 1992년에 교육수준이 높아짐에 따라 병의원 이용률이 높아지며, 보건기관(보건소, 지소, 보건진료소) 이용률이 감소한다. 이러한 경향은 1989년에도 볼 수 있다(표 3-7 참조).

표 3-7. 교육수준별 의료이용자 100인당 의료이용 양상, 1989

교육수준	계	병의원	치과	한방	보건 (지)소	보건 진료소	약국 (방)	기타
무학	100.0	37.1	0.7	6.2	6.8	3.8	44.5	0.9
국졸	100.0	37.3	1.3	4.9	4.8	2.1	48.6	1.0
중·고졸	100.0	39.4	1.5	3.7	1.0	0.6	53.1	0.7
대졸	100.0	49.1	1.3	2.4	0.5	0.3	46.1	0.3

자료: 송건용 등, 1989년도 국민건강조사 - 이환 및 의료이용 -, 한국보건사회연구원, 1990.

1989-92년 기간의 교육수준별 약국(방) 이용률의 변화는 다음과 같다.

교육수준	1992	1989	차이
무학	36.4	44.5	-8.1
국졸	43.9	48.6	-4.7
중·고졸	42.0	53.1	-11.1
대졸	32.8	46.1	-13.3

1989-92년 기간에 높은 교육수준에서 약국(방) 이용률이 크게 감소하고 있다. 이와같은 감소는 병의원 이용증가로 대체되고 있기 때문에 교육수준별로 병의원 이용률의 격차는 더욱 커지고 있다. 1989년에 병의원 이용률은 무학에서 37.1%, 대졸에서 49.1%로서 격차는 12.0% 포인트였으나 1992년에는 국교에서 40.1%, 대졸에서 58.4%로서 격차는 18.3% 포인트로 커지고 있다.

5) 醫療保障

1992년 의료보장상태별 15일간 의료이용자 100인당 의료이용 양상은 표 3-8과 같다.

표 3-8. 의료보장상태별 의료이용자 100인당 의료이용 양상, 1992

의료보장	계	병의원	치과	한방	보건 (지)소	보건 진료소	약국 (방)	기타
없음	100.0	26.0	0.9	4.1	1.1	1.5	64.6	1.7
공교	100.0	51.2	2.2	5.2	4.4	1.1	35.6	0.2
직장	100.0	50.1	2.4	4.5	1.5	1.0	39.7	0.7
지역	100.0	48.8	2.2	3.9	2.5	2.1	40.1	0.5
보호/부조	100.0	49.3	0.6	4.7	11.3	6.9	27.0	0.2

의료보장상태별로 의료이용 양상은 크게 다르다. 어떤 종류의 의료보장 제도의 혜택도 받지 못하고 있는 계층은 병의원 이용률이 낮고, 약국(방) 이용률이 높다. 의료보호/부조 수혜자는 보건기관(보건소, 지소, 보건진료소) 이용률이 높은 반면, 약국(방) 이용률은 낮다. 의료보험 적용자의 경우에는 그 종류 즉 공교, 직장, 지역간 의료이용 양상에 유의한 차이가 없다.

표 3-9는 1989년의 의료보장상태별 15일간 의료이용자 100인당 의료이용 양상을 나타내고 있다.

표 3-9. 의료보장상태별 의료이용자 100인당 의료이용 양상, 1989

의료보장	계	병의원	치과	한방	보건 (지)소	보건 진료소	약국 (방)	기타
없음	100.0	21.0	1.1	6.1	0.8	0.8	69.3	0.9
공교	100.0	49.6	1.4	5.0	1.6	0.9	41.0	0.5
직장	100.0	44.1	1.7	3.6	0.7	0.4	48.6	0.9
지역	100.0	38.4	1.2	3.8	1.8	1.2	52.9	0.5
보호/부조	100.0	37.6	0.3	3.9	11.0	4.0	42.7	0.5

자료: 송건용 등, 1989년도 국민건강조사 - 이환 및 의료이용 -, 한국보건사회연구원, 1990.

1989년의 의료보장상태별 의료이용 양상은 1992년과 유사하지만, 각 계층에서 약국(방) 이용률이 높고 특히 의료보호/부조 수혜자와 지역의료보험 적용자에서 병의원 이용률이 상대적으로 낮음을 볼 수 있다.

그러므로 1989-92년간 의료보장상태별 약국(방) 이용률의 변화를 비교해보면 다음과 같다.

<u>의료보장상태</u>	<u>1992</u>	<u>1989</u>	<u>차이</u>
없음	64.6	69.3	-4.7
공교	35.6	41.0	-5.4
직장	39.7	48.6	-8.9
지역	40.1	52.9	-12.8
보호/부조	27.0	42.7	-15.7

1989-92년 기간에 지역의료보험 적용자와 의료보호/부조 수혜자에서 약국(방) 이용률이 크게 감소했다. 이에 따라 의료보장상태별로 병의원 이용률의 격차는 1989년에 「없음」의 21.0%와 공교의 49.6%간 28.6% 포인트에서 1992년에 「없음」의 26.0%와 공교의 51.2%간 25.2% 포인트로 약간 감소하였다.

이러한 감소는 공교와 의료보호/부조간에 현저하다. 이들간 병의원 이용률 격차는 1989년에 12.0% 포인트였으나, 1992년에는 1.9% 포인트로 거의 없다.

이에 따라 병의원 이용률은 1992년에 의료보장 수혜자에 있어서 종류별로 유의한 차이가 없어졌으나, 의료보장 수혜자와 미수혜자간 격차는 여전히 크다. 그러므로 의료보장 미수혜자에 대한 정책적 관심이 필요한 것이다.

의료보장 수혜여부는 병의원 이용과 약국(방) 이용에 크게 영향을 준다. 1981년 조사에서 의료이용자 100인당 병의원 이용률은 도시에서 의료보장 수혜자의 경우에 41.5%, 미수혜자의 경우에 23.1%였고, 약국(방) 이용률은 수혜자에서 50.8%, 미수혜자에서 68.4%였다¹⁾. 1981년과 비교하여 병의원 이용률은 크게 증가하고 약국(방) 이용률은 감소했지만 의료보장 미수혜자의 약국(방) 의존도는 여전히 높다.

6) 生活水準

1992년 15일간 가구의 생활수준별 15일간 의료이용자 100인당 의료이용 양상은 표 3-10과 같다.

표 3-10. 생활수준별 의료이용자 100인당 의료이용 양상, 1992

생활수준	계	병의원	치과	한방	보건 (지)소	보건 진료소	약국 (방)	기타
하	100.0	43.1	1.4	4.7	4.4	2.7	43.0	0.7
중	100.0	50.5	2.1	3.5	2.0	1.4	39.9	0.5
상	100.0	52.5	2.9	4.9	1.6	1.6	35.7	0.7

가구의 생활수준은 의료이용 양상에 크게 영향을 준다. 생활수준이 높을수록 병의원, 치과 이용률은 증가하고, 보건기관과 약국(방) 이용률은 감소한다.

1989년에도 이러한 의료이용 양상을 볼 수 있으나, 생활수준별로 약간의 차이가 있다(표 3-11 참조). 생활수준이 높아짐에 따라 병의원 이용률은 증가하고, 보건기관 이용률은 감소하지만, 약국(방) 이용률은 생활수준에 따른 차이가 크지 않다.

1) 송건용·김홍숙, 우리나라 의료요구 및 의료이용에 관한 조사연구보고, 한국 인구보건연구원, 1982.

표 3-11. 생활수준별 의료이용자 100인당 의료이용 양상, 1989

생활수준	계	병의원	치과	한방	보건 (지)소	보건 진료소	약국 (방)	기타
하	100.0	37.6	1.2	4.7	4.5	1.8	49.3	0.9
중	100.0	39.5	1.4	3.4	1.3	1.2	52.5	0.7
상	100.0	45.3	1.4	3.8	0.7	0.2	48.1	0.5

자료: 송건용 등, 1989년도 국민건강조사 - 이환 및 의료이용 -, 한국보건사회연구원, 1990.

1989-92년 기간의 생활수준별 약국(방) 이용률의 변화는 다음과 같다.

생활수준	1992	1989	차이
하	43.0	49.3	-6.3
중	39.9	52.5	-12.6
상	35.7	48.1	-12.4

생활수준이 낮은 계층보다 높은 계층에서 1989-92년 기간에 약국(방) 이용률의 감소가 현저하다. 높은 생활수준은 약국(방) 이용을 병의원 이용으로의 대체에 크게 영향을 주고 있는 것이다.

따라서 생활수준별 병의원 이용률의 격차는 1989년에 생활수준 「하」에서 37.6%, 「상」에서 45.3%로서 7.7% 포인트였고, 1992년에는 「하」에서 43.1%, 「상」에서 52.5%로서 그 격차는 9.4% 포인트로 증가하고 있다.

7) 자신이 인식하는 健康狀態

1992년에 자신이 인식하는 건강상태별 15일간 의료이용자 100인당 의료이용 양상은 표 3-12와 같다.

표 3-12. 건강상태별 의료이용자 100인당 의료이용 양상, 1992

건강상태	계	병의원	치과	한방	보건 (지)소	보건 진료소	약국 (방)	기타
건강하지않음	100.0	47.5	1.4	7.3	3.8	2.9	36.1	1.0
보통임	100.0	46.4	2.1	5.1	2.8	1.3	41.9	0.4
건강함	100.0	50.0	2.7	2.0	1.7	1.3	41.9	0.4

건강상태는 의료이용 양상에 영향을 주지만, 다른 변수에서 볼 수 있는 바와 같이 그 영향은 크지 않다. 건강상태에 따라 병의원 이용과 약국(방) 이용에 큰 차이가 없다. 다만 건강상태가 낮음에 따라 한방과 보건기관 이용률이 증가하는 경향이 있다.

표 3-13은 1989년의 자신이 인식하는 건강상태별 15일간 의료이용자 100인당 의료이용 양상을 나타내고 있다.

표 3-13. 건강상태별 의료이용자 100인당 의료이용 양상, 1989

건강상태	계	병의원	치과	한방	보건 (지)소	보건 진료소	약국 (방)	기타
건강하지않음	100.0	44.5	0.7	6.6	3.6	1.3	42.2	1.1
보통임	100.0	37.7	1.4	4.2	1.9	0.9	53.4	0.4
건강함	100.0	39.9	1.7	2.1	1.1	1.0	53.6	0.6

자료: 송건용 등, 1989년도 국민건강조사 - 이환 및 의료이용 -, 한국보건사회연구원, 1990.

1989년의 건강상태별 의료이용 양상은 1992년과 유사하다. 다만 건강상태별로 1989-92년 기간에 병의원 이용률이 증가하고, 약국(방) 이용률이 감소한 수준의 차이를 볼 수 있다.

1989-92년간 건강상태별 약국(방) 이용률의 변화는 다음과 같다.

<u>건강상태</u>	<u>1992</u>	<u>1989</u>	<u>차이</u>
건강하지 않음	36.1	42.2	-6.1
보통임	41.9	53.4	-11.5
건강함	41.9	53.6	-11.7

1989-92년 기간에 건강할수록 약국(방) 이용률이 크게 감소하였다. 이에 따라 의료이용자 중 병원 이용률의 건강상태별 격차는 1989년에 「건강하지 않음」에서 44.5%, 「건강함」에서 39.9%로서 「건강하지 않음」에서 4.6% 포인트 높았으나, 1992년에는 「건강하지 않음」에서 47.5%, 「건강함」에서 50.0%로서 오히려 「건강함」에서 2.5% 포인트 더 높다. 그러나 전체적으로 건강상태별 병원 이용률에는 큰 차이가 없다.

8) 要 約

지역, 인구, 사회·경제적 상태에 따른 의료이용 양상은 유의하게 차이가 있다. 의료이용 양상은 변화하고 있고, 변화의 특성은 약국(방) 이용률이 감소하고 병원 이용률이 증가하는 것이다.

1989-92년 기간에 병원 이용률은 크게 증가하여 지역, 인구, 사회·경제적 계층간 격차는 크게 감소하였다. 그러나 1992년에도 연령별, 가구주의 교육수준, 의료보장상태 특히 의료보장 수혜자와 미수혜자간, 그리고 의료보장 수혜자 중에서는 의료보험 적용자와 의료보호/부조 수혜자간, 생활수준간에 병원 이용률의 격차는 비교적 크다.

그러나 거주지역, 성별, 그리고 자신이 인식하는 건강상태간 병원 이용률의 격차는 적거나 거의 없다.

第 4 章 外來診療

외래진료란 진단, 치료, 재활, 상담 등을 위해 의사에 의하여 제공된 의료서비스로서 의료서비스가 제공된 장소는 병원 및 가정(왕진)이다. 외래진료는 의사방문(physician visits) 또는 의사접촉(physician contacts)으로서 수준(level)과 양(volume)이 제시되고 있다. 특히 본 연구에서는 외래진료의 균점(equal access) 정도를 평가하기 위하여 연도별로 지역, 성, 연령, 교육수준, 생활수준, 의료보장상태, 건강상태별로 외래진료 이용수준과 이용량의 변화 및 계층간 격차 해소정도의 변화에 분석의 초점이 주어지고 있다. 그러므로 외래진료 균점의 관점에서 긍정적 변화와 부정적 변화가 함께 분석되고 있다.

외래진료 수준은 연간 1인당 평균 의사방문수로 나타내고 있고, 이 평균수의 연도별 변화 특히 평균수가 증가추세에 있다면 이러한 증가는 외래진료 수준이 낮았던 계층, 예컨대 농촌거주, 노인, 낮은 교육 및 생활수준 등에서의 증가에 기인한 것인지? 아니면 이미 이용수준이 높은 계층에서의 더 높은 증가에 기인된 것인지? 등이 분석되고 있다. 사회·경제적으로 취약한 계층에서의 외래진료 수준의 향상에 의한 연간 1인당 평균 의사방문수의 증가는 긍정적 변화로 평가된다.

한편, 외래진료량의 분석에서는 외래진료 이용자의 이용량을 연간 전혀 이용하지 않음, 1회이용(저도이용), 2-20회 이용(중도이용), 21회 이상 이용(고도이용) 등으로 구분하여 분석되었다. 이 분석에서 지역, 성, 연령, 교육수준, 생활수준, 의료보장상태, 건강상태별로 외래진료량의 균형적 이용여부가 밝혀지고 있는데, 특히 연간 외래진료를 전혀 받지 않고 있는 인구의 비율과 고도이용자의 비율변화가 중요한 관심이 된다. 소수의 고도이용자에 의하여 연간 1인당 의사방문수의 증가가 이루어진다면 외래진료

이용자간 불균형적 이용정도는 심각한 현상으로 해석되는 것이다.

이와같은 외래진료에 관한 분석을 위하여 연구방법에서는 1989년과 1992년 간 연간 1인당 의사방문수와 이용자당 이용량의 변화를 기술분석(descriptive analysis)을 통하여 지역, 성, 연령, 교육수준, 생활수준, 의료보장상태, 건강상태별로 변화정도를 백분율 및 평균치의 변화가 기술되었다.

기술분석을 통하여 외래진료의 현안문제가 제시되었는데, 이들 현안문제 중에서 0-4세의 과도한 이용증가, 연간 외래진료 여부, 고도이용, 그리고 1인당 의사방문수 등의 결정요인을 밝혀내기 위한 심층분석이 변수의 성질에 따라 각종 다변량분석방법에 의하여 시도되었다. 이 분석에서 분석모형은 기본적으로 Andersen 모형이 사용되었으나, 건강관련 행위가 외래진료에 준 효과분석이 시도됨으로써 새로운 시각에서의 분석이라고 할 수 있다.

1. 年間 1人當 醫師訪問數

1) 地 域

연간 1인당 의사방문수는 표 4-1에서 보는 바와 같이 매년 증가해왔고, 특히 군부지역에서 현저히 증가하였다.

특히 의사방문수의 지역간(시부와 군부) 격차는 중요한 정책적 관심사였고, 1981년에 그 격차는 컸다. 그러나 전국민의료보장실시 이후 그 격차는 현저히 감소했을 뿐만 아니라 의사방문수 자체수준도 현저히 증가했다. 1992년에는 1인당 연간 의사방문수는 시부보다 군부에서 더 높아졌다. 이러한 군부에서의 증가는 보건기관 이용의 증가에 기인된 것이다. 군부지역에서의 보건기관의 의료서비스 공급능력이 확대됨으로써 그 효과가 의사

방문수 증가에 반영되고 있다.

표 4-1. 연간 1인당 의사방문수, 1981-92

지 역	1992	1989	1981
전 국	(8.88)	(6.41)	-
병의원	8.36	6.11	-
보건기관	0.52	0.30	-
시 부	(8.40)	(6.70)	-
병의원	8.27	6.65	5.28
보건기관	0.13	0.05	-
군 부	(10.58)	(5.67)	-
병의원	8.66	4.70	2.51
보건기관	1.92	0.97	-

<그림 4-1>은 세계 5개국의 연간 1인당 의사방문수를 나타내고 있다.

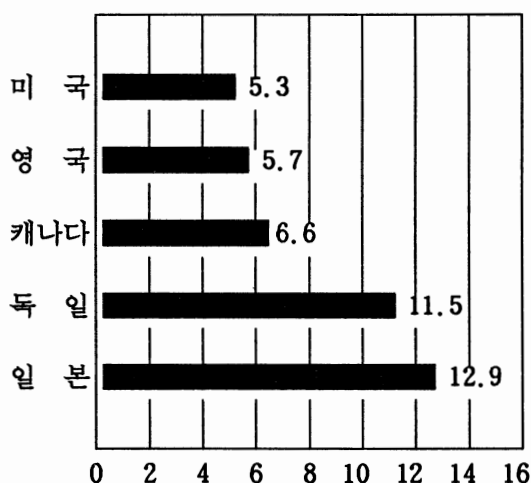


그림 4-1. 세계 5개국의 연간 1인당 의사방문수, 1989

자료: Hsiao, W.C., Comparing Health Care Systems: What Nations Can Learn from One Another, Journal of Health Politics, Policy and Law, Vol.17, No.4, Winter, 1992.

이들 나라와 비교하여 우리나라의 1989년 연간 1인당 의사방문수는 일본과 독일보다 낮고, 캐나다와 유사하나, 영국과 미국보다 높다. 1992년에는 캐나다보다 높은 수준으로 향상되었다.

우리나라는 미국, 영국, 캐나다 등보다 국민소득이 낮고, 의료자원이 부족함에도 이들 국가보다 의사방문수는 훨씬 높고 앞으로 더욱 증가할 것으로 전망된다.

1967년경 미국의 연간 1인당 의사방문수는 4.3회, 영국에서는 5.9회였다¹⁾. 이들 나라에서 의사방문수는 과거 30년간 크게 변화하지 않았고, 미국에서는 1987년에 5.3회, 1991년에 5.6회이다²⁾. 이들 두 나라에서 인구 1인당 의사방문수는 6회 미만에서 안정되어 있다. 그러나 우리나라의 연간 의사방문수는 독일과 일본의 수준으로 계속 증가할 추세에 있는 것이다.

2) 性 別

1989-92년간 성별 연간 1인당 의사방문수의 변화는 표 4-2와 같다.

표 4-2. 성별 연간 1인당 의사방문수, 1989-92

성	전 국			시 부			군 부		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
남	7.93	6.31	1.62	7.30	6.31	0.99	10.18	5.66	4.52
여	9.78	7.09	2.69	9.45	7.09	2.36	10.95	5.67	5.28

1992년 전국에서 성별 연간 1인당 의사방문수의 격차는 크다

- 1) Anderson, O.W., Health Care: Can There be Equity? The United States, Sweden, and England, John Wiley & Sons, New York, 1972.
- 2) U.S. Department of Health and Human Resources, Public Health Service, Health: United Health, 1992.

(9.78-7.93=1.85). 이 격차는 시부의 성별 격차(9.45-7.30=2.15)에 기인된 것이다. 이러한 성별 격차 즉 여자가 남자보다 많은 의사방문수는 미국에서 볼 수 있다. 1991년에 남자에서 4.9회, 여자에서 6.3회였다³⁾.

성별 의사방문수의 격차는 군부지역에서는 1989년이나 1992년에는 거의 없다. 그러나 시부에서 1989-92년 기간에 여자의 방문수 증가가 현저하여 1992년에 그 격차는 더욱 커지고 있다.

1981년 조사에서 도시의 연간 1인당 의사방문수는 남자에서 5.17회, 여자에서 5.40회로서 격차가 거의 없었다. 읍지역에서는 남자 3.73회, 여자 4.14회, 면지역에서는 남자 2.09회, 여자 1.81회, 벽지에서 남자 0.82회, 여자 0.65회였다⁴⁾.

의사방문수가 극히 낮은 상태에서는 의사방문수는 여자보다 남자에서 높거나 성별 격차가 거의 없다. 그러나 남자보다 여자에서 의사방문수가 더 많은 증가추세를 나타내며, 전국 수준이 높아짐을 알 수 있다. 이러한 관점에서 향후 군부지역 여자의 의사방문수는 더 많이 증가할 것으로 전망되는 것이다.

3) 年齡別

1989-92년간 연령별 연간 1인당 의사방문수의 변화는 표 4-3과 같다.

3) U.S. Department of Health Human Resources, 1992, 전계서.

4) 송건용·김홍숙, 1982, 전계서.

표 4-3. 연령별 연간 1인당 의사방문수, 1989-92

연령	전 국			시 부			군 부		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
0-4	30.88	21.15	9.73	31.69	23.04	8.65	26.71	14.78	11.93
5-9	10.21	6.43	3.78	10.48	7.05	3.43	9.21	4.76	4.45
10-19	3.40	2.43	0.97	3.41	2.69	0.72	3.35	1.80	1.55
20-29	4.43	3.03	1.40	4.02	3.12	0.90	6.82	2.63	4.19
30-39	6.39	5.10	1.29	6.15	5.40	0.75	7.69	4.01	3.68
40-49	7.05	6.51	0.54	6.36	6.23	0.13	9.52	7.24	2.28
50-59	11.28	9.25	2.03	9.42	10.43	-1.01	14.64	7.67	6.97
60+	13.71	8.77	4.94	12.89	8.82	4.07	14.84	8.72	6.12

1992년 전국에서 연령별 연간 1인당 의사방문수는 10-19세에서 가장 적고, 0-4세와 60세 이상이 많은 U형을 나타내고, 이러한 U형은 1989년과 1992년, 그리고 각 지역별로 유사하게 볼 수 있다.

그러나 연도 및 지역별로 연령에 따른 연간 1인당 의사방문수의 차이는 크다. 1992년 전국에서 10-19세의 연간 1인당 의사방문수는 3.40회이며, 0-4세에서는 30.88회에 달한다. 연령계층간 차이는 1989년에서도 그리고 각 지역에서 볼 수 있다.

1989-92년간 연령계층별 연간 1인당 의사방문수의 변화를 보면 0-4세에서 가장 크다. 특히 군부지역에서 현저히 증가하였다.

시부와 군부간 동일 연령계층간 연간 1인당 의사방문수는 0-4세에서는 시부에서 훨씬 높지만, 20세 이상에서는 시부보다 군부에서 높고, 특히 50세 이상에서 현저히 높다. 이와같이 군부지역 50세 이상 연령계층에서 의사방문수가 더 많은 것은 보건기관 이용률이 높는데 기인된다(60세 이상 연간 1인당 보건기관 방문수, 1992년 시부에서 0.76회, 군부에서 2.82회).

1989-92년간 의사방문수가 가장 많이 증가한 연령층은 0-4세이며, 다음은 60세 이상이다. 이들 연령층은 의료수요가 높다. 그러나 이렇게 높아야 하는가에 의문이 가는 것이다. 미국의 경우에 0-4세와 65세 이상의 연간 1인당 의사방문수는 다음과 같다.

<u>연 령</u>	<u>1986</u>	<u>1991</u>
A. 0-4	6.3	7.1
B. 65세 이상	9.1	10.4
C = B/A	1.44	1.46

0-4세의 의사방문수보다 65세 이상 노인에서 1.44-1.46배 높다. 일본의 경우에 연령별 연간 1인당 의사방문수의 자료를 얻지 못하여 환자조사 자료에서 1일 병의원 受療率(인구 100,000명당 특정일 병의원 이용자 비율)은 1988년에 0-4세에서 6,108, 65세 이상에서 19,606으로서 0-4세보다 65세 이상에서 3.21배 높은 의사방문수를 나타낸다.

이와같은 두 나라의 자료에서 0-4세보다 65세 이상에서 더 많은 의사방문수를 나타냄을 알 수 있다. 물론 이들 두 나라의 65세 인구 중 더 노령화된 인구 즉 70세 이상 또는 80세 이상 인구비율이 더 크며, 이들의 높은 의료수요가 의사방문수에 반영될 수 있으나, 우리나라와 전혀 다르다는 것이다. 우리나라의 0-4세와 60세 이상 인구의 연간 1인당 의사방문수는 다음과 같다.

<u>연 령</u>	<u>1986</u>	<u>1991</u>
A. 0-4	21.2	30.9
B. 60세 이상	8.8	13.7
C = B/A	0.42	0.44

60세 이상 연간 1인당 의사방문수는 0-4세의 0.42-0.44배 즉 1/2에 미달되는 것이다. 60세 이상 노인은 0-4세 영유아보다 더 많은 의사방문수를 나타낼 것으로 기대한 것과 전혀 다른 현상을 볼 수 있다. 이러한 현상은 노인과 비교하여 영유아에서 과도한 의사방문을 나타내는 것으로 해석할 수 있다. 왜 영유아에서 의사방문수가 높은가? 영유아의 높은 의사방문수에 어떤 요인이 가장 크게 영향을 주는가? 하는 의문에 대한 해답이 있어야 한다(이에 대하여 별도 장에서 심층결과가 제시되고 있다).

4) 教育水準

1989-92년간 가구주의 교육수준별 연간 1인당 의사방문수의 변화는 표 4-4와 같다.

표 4-4. 교육수준별 연간 1인당 의사방문수, 1989-92

교육수준	전 국			시 부			군 부		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
무학	11.01	6.69	4.32	8.98	6.50	2.48	12.92	6.82	6.10
국졸	7.53	5.81	1.72	5.64	6.05	-0.41	10.23	5.58	4.65
중·고졸	8.75	6.13	2.62	8.39	6.36	2.03	10.35	5.25	5.10
대졸	9.65	7.91	1.74	9.80	8.11	1.69	7.40	6.15	1.25

가구주의 교육수준은 연간 1인당 의사방문수에 유의한 차이를 주지 않는다. 1992년에 전국에서 무학의 의사방문수가 현저히 높다. 1989-92년 기간에 무학에서 의사방문수의 현저한 증가가 있다.

시부에서는 국졸을 제외한 기타 연령계층의 의사방문수에는 큰 차이가 없으나, 군부에서는 무학에서 가장 높고, 대졸에서 가장 낮다. 1989-92년 기간에 대졸에서 상대적으로 가장 낮은 증가를 나타냈기 때문이다.

그러므로 교육수준별 1989-92년간 의사방문수 변화의 특징은 군부지역의 낮은 교육수준에서 의사방문수의 현저한 증가가 있었고, 이러한 증가로 낮은 교육수준에서의 전체적 의사방문수가 크게 향상된 것이라고 할 수 있다.

5) 醫療保障

1989-92년간 의료보장상태별 연간 1인당 의사방문수의 변화는 표 4-5와 같다.

표 4-5. 의료보장상태별 연간 1인당 의사방문수, 1989-92

의료보장	전 국			시 부			군 부		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
없음	3.84	2.38	1.46	3.60	2.63	0.97	4.92	1.71	3.21
공교	8.95	7.66	1.29	8.21	7.68	0.53	11.02	7.62	3.40
직장	9.15	7.16	1.99	8.75	7.32	1.43	11.92	6.34	5.58
지역	8.68	5.87	2.81	8.45	6.29	2.16	9.36	4.97	4.39
보호/부조	15.27	7.68	7.59	14.01	8.76	5.25	15.97	7.22	8.75

1992년에 의료보장상태별 연간 의사방문수는 의료보장 없음에서 가장 낮고, 의료보호/부조에서 가장 높은 양극화 현상화 했음을 알 수 있다. 의료보험 적용자에서는 보험종류별로 차이가 크지 않다. 이러한 현상은 1989-92년 기간에 의료보호/부조 수혜자에서 의사방문수가 현저히 증가한 데 기인된 것이다.

1989-92년 기간에 의료보장상태별로 시부보다 군부에서 더 높은 의사방문수의 증가가 있었고, 이 기간의 의사방문수는 의료보호/부조 수혜자와 군부지역의 의료보험 적용자에서 크게 증가하여 전체적 의사방문수가 크게 향상된 것으로 해석된다.

의료보장제도의 수혜여부는 의료이용의 주요 결정요인이다. 1981년에 의료보장 수혜자와 미수혜자간 의사방문수의 격차는 다음과 같이 컸다.⁵⁾

의료보장	도시	읍지역	면지역	벽지
미수혜자	3.89	3.18	1.81	0.59
수혜자	7.16	5.59	2.60	1.51

1981년과 비교하여 1992년에 의료보장 미수혜자의 의사방문수는 큰 변화 없이 낮은 수준을 유지하고 있다. 다만 1992년에 군부지역 의료보장 미수혜자에서 의사방문수가 크게 증가했으나, 이 증가에는 타인의 의료보험증을 빌려서 진료받은 부정한 진료도 포함될 수 있다. 따라서 의료보장 혜택권 밖에 있는 미수혜자에게 정책적 관심이 주어져야 한다.

6) 生活水準

1989-92년간 가구의 생활수준별 연간 1인당 의사방문수의 변화는 표 4-6과 같다.

표 4-6. 생활수준별 연간 1인당 의사방문수, 1989-92

생활수준	전 국			시 부			군 부		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
하	8.87	5.97	2.90	7.42	5.98	1.44	12.56	5.95	6.61
중	8.93	6.48	2.45	8.65	6.87	1.78	10.05	5.37	4.68
상	8.85	6.73	2.12	8.94	6.93	2.01	8.46	5.55	2.91

1992년 전국에서 가구의 생활수준에 따른 의사방문수의 차이는 거의 없다. 1989-92년 기간에 생활수준별 의사방문수의 증가에도 큰 차이가 없다.

5) 송건용, 김홍숙, 전계서, 1982.

그러나 지역별로 보면 큰 차이를 볼 수 있다. 1992년에 시부에서는 생활수준이 높아짐에 따라 의사방문수가 약간 증가하는 경향을 나타내나, 군부에서는 반대로 생활수준이 낮을수록 의사방문수가 현저히 많아진다. 이러한 지역간 차이는 특히 군부지역에서 1989-92년 기간에 생활수준이 낮은 가구에서 의사방문수가 현저히 증가한데 기인된 것이다. 생활수준이 낮은 가구에는 의료보호/부조 수혜자가 포함된다. 앞에서 기술되었지만 1989-92년 기간에 의료보호/부조 수혜자의 의사방문수는 크게 증가하였다. 이러한 증가가 군부지역의 낮은 생활수준에 속하는 계층의 높은 의사방문수에 반영된 것이다.

그러므로 가구의 생활수준에 따른 연간 1인당 의사방문수는 지역에 따라 차이는 있으나, 의료이용 균점의 관점에서 바람직한 것으로 해석된다.

7) 자신이 인식하는 健康狀態

1989-92년간 자신이 인식하는 건강상태별 연간 1인당 의사방문수의 변화는 표 4-7과 같다.

표 4-7. 건강상태별 연간 1인당 의사방문수, 1989-92

생활수준	전 국			시 부			군 부		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
건강하지않음	20.48	17.51	2.97	19.47	18.79	0.68	22.21	15.66	6.55
보통임	9.79	7.93	1.86	10.01	8.62	1.39	9.11	6.18	2.93
건강함	6.24	4.01	2.23	6.25	4.47	1.78	6.19	2.68	3.51

1989년이나 1992년에 자신이 인식하는 건강상태에 따라 의사방문수에 큰 격차가 있다. 건강상태는 의사방문수 결정에 있어 가장 중요한 요인이 되고 있다.

의료보장제도의 수혜여부는 의료이용의 주요 결정요인이다. 1981년에 의료보장 수혜자와 미수혜자간 의사방문수의 격차는 다음과 같이 컸다.⁵⁾

의료보장	도시	읍지역	면지역	벽지
미수혜자	3.89	3.18	1.81	0.59
수혜자	7.16	5.59	2.60	1.51

1981년과 비교하여 1992년에 의료보장 미수혜자의 의사방문수는 큰 변화 없이 낮은 수준을 유지하고 있다. 다만 1992년에 군부지역 의료보장 미수혜자에서 의사방문수가 크게 증가했으나, 이 증가에는 타인의 의료보험증을 빌려서 진료받은 부정한 진료가 포함될 수 있다. 따라서 의료보장 혜택권 밖에 있는 미수혜자에게 정책적 관심이 주어져야 한다.

6) 生活水準

1989-92년간 가구의 생활수준별 연간 1인당 의사방문수의 변화는 표 4-6과 같다.

표 4-6. 생활수준별 연간 1인당 의사방문수, 1989-92

생활수준	전 국			시 부			군 부		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
하	8.87	5.97	2.90	7.42	5.98	1.44	12.56	5.95	6.61
중	8.93	6.48	2.45	8.65	6.87	1.78	10.05	5.37	4.68
상	8.85	6.73	2.12	8.94	6.93	2.01	8.46	5.55	2.91

1992년 전국에서 가구의 생활수준에 따른 의사방문수의 차이는 거의 없다. 1989-92년 기간에 생활수준별 의사방문수의 증가에도 큰 차이가 없다.

5) 송건용, 김홍숙, 전계서, 1982.

그러나 지역별로 보면 큰 차이를 볼 수 있다. 1992년에 시부에서는 생활수준이 높아짐에 따라 의사방문수가 약간 증가하는 경향을 나타내나, 군부에서는 반대로 생활수준이 낮을수록 의사방문수가 현저히 많아진다. 이러한 지역간 차이는 특히 군부지역에서 1989-92년 기간에 생활수준이 낮은 가구에서 의사방문수가 현저히 증가한데 기인된 것이다. 생활수준이 낮은 가구에는 의료보호/부조 수혜자가 포함된다. 앞에서 기술되었지만 1989-92년 기간에 의료보호/부조 수혜자의 의사방문수는 크게 증가하였다. 이러한 증가가 군부지역의 낮은 생활수준에 속하는 계층의 높은 의사방문수에 반영된 것이다.

그러므로 가구의 생활수준에 따른 연간 1인당 의사방문수는 지역에 따라 차이는 있으나, 의료이용 균점의 관점에서 바람직한 것으로 해석된다.

7) 자신이 인식하는 健康狀態

1989-92년간 자신이 인식하는 건강상태별 연간 1인당 의사방문수의 변화는 표 4-7과 같다.

표 4-7. 건강상태별 연간 1인당 의사방문수, 1989-92

생활수준	전 국			시 부			군 부		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
건강하지않음	20.48	17.51	2.97	19.47	18.79	0.68	22.21	15.66	6.55
보통임	9.79	7.93	1.86	10.01	8.62	1.39	9.11	6.18	2.93
건강함	6.24	4.01	2.23	6.25	4.47	1.78	6.19	2.68	3.51

1989년이나 1992년에 자신이 인식하는 건강상태에 따라 의사방문수에 큰 격차가 있다. 건강상태는 의사방문수 결정에 있어 가장 중요한 요인이 되고 있다.

1989-92년 기간에 건강상태별로 의사방문수의 증가에 큰 차이가 없으나 지역별로 증가양상이 다르다. 시부에서는 건강상태별로 증가에 큰 차이가 없으나, 군부에서는 건강하지 않은 계층에서 크게 증가하고 있다.

전체적으로 건강하지 않음의 의사방문수는 높고, 이들 계층에 속하는 소수인구가 의사방문수의 큰 부분을 점하는 현상은 더욱 심화경향에 있음을 알 수 있다.

8) 要 約

연간 1인당 의사방문수는 1989-92년 기간에 현저히 증가했다. 이러한 증가는 군부지역, 0-4세, 낮은 교육수준, 의료보호/부조 수혜자, 건강상태는 건강하지 않음 등에서 현저하였다. 이들 특성을 갖는 계층은 의료취약대상이라고 할 수 있는데, 이들 계층의 의사방문수가 현저히 증가함으로써 1992년에 이들 취약계층의 연간 1인당 의사방문수는 그렇지 않은 계층보다 오히려 더 높아졌다. 시부보다 군부에서, 노인보다 0-4세 영유아에서, 대졸보다 무학에서, 의료보험 적용자보다 의료보호/부조 수혜자에서 각각 연간 1인당 의사방문수는 현저히 많다.

이들 취약계층의 의료수요는 다른 계층보다 높다. 따라서 이들 계층의 의사방문수도 높아야 한다. 1992년 이들 계층의 의사방문수는 높은 의료수요에 따른 높은 의료이용을 반영하고 있다. 이러한 현상은 과거에 볼 수 없었다. 1989년 이전에는 이들 취약계층의 의사방문수는 그렇지 않은 계층보다 상대적으로 낮았다. 사회·경제적으로 양호할수록 의사방문수는 증가경향을 나타냈다. 이제는 사회·경제적으로 취약할수록 의사방문수는 더 많다.

1989-92년 기간은 전국민의료보장제도 실시 3년간에 해당된다. 우리나라 전국민의료보장제도는 단기간에 의료취약계층의 의사방문수 증가와, 이

러한 증가를 통하여 전체 수준(연간 1인당 평균 의사방문수)을 향상시키는 데 기여하였음을 알 수 있다.

향후 의사방문수는 계속 증가할 것으로 전망되며, 독일이나 일본의 경향을 답습할 것이다. 이러한 전망하에서 정책적 관심은 취약계층보다는 오히려 지나치게 높은 의사방문수를 나타내는 계층에 두어야 한다. 예컨대 0-4세, 의료보호/부조 수혜자, 건강하지 않음 등에 속하는 계층의 의사방문수는 다른 계층과 비교하여 대단히 높은 수준의 의사방문수를 나타낸다.

2. 醫師訪問者の 訪問量

연간 인구 1인당 의사방문수는 의사방문의 경험이 없는 사람과 많은 방문자를 합하여 산출된 평균수이다. 평균수는 소수의 고도이용자에 의하여 높아질 수 있다. 평균수 즉 연간 인구 1인당 의사방문수는 모든 인구 계층에 의하여 의사의 외래진료가 균등히 이용된 결과로 산출된 경우에 가장 바람직한 것이다.

그러나 실제로 있어서 의사의 외래진료는 모든 인구계층에 균등히 이용되지 않는다. 특정 개인이나 집단에 따라 편중 이용될 수 있다. 「의사방문자의 방문량」은 이러한 편중이용의 정도를 밝혀주는 주요 지표가 된다.

의사방문자의 방문량 분류기준은 미국의 분류경험⁶⁾을 참고로 하여 다음과 같이 정하였다.

6) U.S. Department of Health and Human Resources, National Center for Health Services, High-Volume and Low-Volume Users of Health Services, United States, 1980, Series C, Analytical Report No.2, 1985.

무이용자 : 연간 병의원 방문경험이 전혀 없는 사람
 저도이용자: 연간 병의원 1회 방문자
 중도이용자: 연간 병의원 2-20회 방문자
 고도이용자: 연간 병의원 21회 이상 방문자

이와같은 분류기준에 따라 의사방문자 방문량의 분포를 분석하는 경우에 무이용자와 고도이용자의 비율이 낮은 것이 바람직하다. 다수에 의하여 균등히 이용된 상태가 바람직하기 때문이다.

1) 地 域

1989-92년간 지역별 연간 인구 100인당 의사방문자의 방문량 분포의 변화는 표 4-8과 같다.

표 4-8. 지역별 인구 100인당 의사방문자의 방문량 분포, 1989-92

의사방문자의 방문량(회)	전 국			시 부			군 부		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
없음	48.1	53.8	-5.7	47.5	53.6	-6.1	50.4	54.6	-4.2
저도(1)	10.5	9.4	1.1	10.7	9.7	1.0	9.7	8.7	1.0
중도(2-20)	38.7	33.5	5.2	39.7	33.8	5.9	35.1	33.0	2.1
고도(21+)	2.7	3.2	-0.5	2.1	3.0	-0.9	4.8	3.7	1.1

1992년에 연간 의사방문이 전혀 없는 인구는 전국에서 48.1%, 시부에서 47.5%, 군부에서 50.4%였고, 1989-92년 기간에 현저히 감소하고 있다. 미국에서의 연간 의사방문이 전혀 없는 인구는 1964년 33.1%, 1986년에 23.5%, 1991년에 21.1%이다. 미국에서 연간 1인당 의사방문수는 안정되어 있는데 반하여 연간 의사방문이 전혀 없는 인구비율은 감소하고 있는 것이다⁷⁾.

7) U.S. Department of Health and Human Resources, Public Health Services, Health: United States, 1992.

미국의 경우와 비교하여 우리나라의 연간 의사방문이 전혀 없는 인구비율은 미국의 경우와 같이 감소하고 있으나, 1992년에 그 비율은 미국의 경우보다 훨씬 높은 수준에 있다. 연간 의사와 접촉하지 않는 인구비율이 높은 것이다.

연간 의사 방문자당 방문량의 분포를 보면, 1992년 전국에서 중도이용자의 비율이 가장 높은 38.7%이며, 고도이용자는 2.7%이다. 1989-92년 기간에 방문없음의 비율이 크게 감소하고, 중도이용자의 비율이 증가하고 있다.

이러한 변화양상은 시부와 군부에서 볼 수 있으나, 군부에서의 변화가 특이하다. 1989-92년 기간에 고도이용자의 비율이 증가하고 있는 것이다. 따라서 1989-92년 기간의 군부지역 연간 1인당 의사방문수의 증가에 고도이용자 비율의 증가가 크게 기여했음을 알 수 있다.

미국의 의사방문자당 방문량 분포와 비교한 결과는 다음과 같다.

의사방문량(회)	한 국 (1992)			미국(1980)
	계	시부	군부	
없음	48.1	47.5	50.4	21.0
저도이용	10.5	10.7	9.7	17.0
중도이용	38.7	39.7	35.1	57.5
고도이용	2.7	2.1	4.8	4.5
계	100.0	100.0	100.0	100.0

미국과 비교하여 우리나라는 전국에서 중도이용자와 고도이용자의 비율이 낮으나, 우리나라 군부지역에서는 고도이용자 비율이 높다.

고도이용자가 총 연간 외래진료량 중에서 차지하는 비율은 우리나라에서

1987년 38.3%⁸⁾, 1989년에 31.2%⁹⁾였고, 미국에서는 32.3%¹⁰⁾이다. 소수 고도이용자가 총 외래진료(의사방문수) 중 큰 부분을 과점하며, 비비례적으로 이용되고 있음을 알 수 있다.

2) 性 別

1989-92년간 성별 연간 인구 100인당 의사방문자의 방문량 분포의 변화는 표 4-9와 같다.

표 4-9. 성별 인구 100인당 의사방문자의 방문량 분포, 1989-92

의사방문자의 방문량(회)	남			여		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이
없음	51.5	56.9	-5.4	44.9	50.9	-6.0
1	11.4	9.5	1.9	9.7	9.4	0.3
2-20	34.9	30.6	4.3	42.3	36.4	5.9
21+	2.3	2.9	-0.6	3.2	3.4	-0.2
계	100.0	100.0	-	100.0	100.0	-

1992년에도 남자는 여자보다 연간 의사방문경험 없음의 비율이 높은 반면, 2회 이상 이용비율은 낮다.

1989-92년간 의사방문량별 변화는 성별 차이없이 연간 의사방문경험 없음과 21회 이상 방문자 비율이 감소하고 1-20회 이용자의 비율이 증가하고 있는 것이다.

8) 송건용, 박연우, 김영임, 우리나라 의료이용에 관한 조사 연구, 한국인구보건연구원, 1988.

9) 송건용, 김영임, 이의경, 1989년도 국민건강조사 - 이환 및 의료이용 -, 한국보건사회연구원, 1990.

10) U.S. Department of Health and Human Resources, High-Volume and Low-Volume Users of Health Services, 1980, Series C, Analytical Report No.2, Nov., 1985.

미국에서 지난 1년간 의사방문 경험이 없는 성별 비율은 다음과 같다.

연도	남자	여자
1964	36.5	30.1
1986	28.6	18.1
1991	26.0	16.5

의사방문 경험이 없는 비율은 연도별로 감소하고 있고, 남자보다 여자에서 낮다. 우리나라도 미국의 경우와 같이 남자보다 여자에서 낮으나, 그 수준은 미국보다 훨씬 높은 것이다.

3) 年 齡

1992년 연령별 인구 100인당 연간 의사방문자의 방문량 분포는 표 4-10과 같다.

표 4-10. 연령별 인구 100인당 연간 의사방문자의 방문량 분포, 1992

연령	계	의사방문량 (회)			
		없음	1	2-20	21+
0-4	100.0	16.2	5.1	74.1	4.6
5-9	100.0	38.8	7.9	52.0	1.3
10-19	100.0	65.2	7.9	26.0	0.9
20-29	100.0	56.3	12.0	30.3	1.5
30-39	100.0	48.5	14.2	35.9	1.5
40-49	100.0	44.6	14.5	38.2	2.7
50-59	100.0	42.0	9.9	42.6	5.5
60+	100.0	42.7	8.1	41.2	8.0

0-4세에서 연간 의사방문경험 없는 비율은 가장 낮은 16.2%이며, 10-19세에서 가장 높은 65.2%이다. 60세 이상에서는 42.7%이다.

연령별 방문량에서 고도이용자 비율은 60세 이상에서 가장 높은 8.0%이다. 그러므로 노령층은 소수이용자의 외래이용량 과점현상이 가장 심한 연령층임을 알 수 있다.

미국의 경우에 연간 의사방문 경험이 없는 비율은 0-4세에서 1964년에 19.3%, 1986년에 7.6%, 1991년에 5.6%이다. 65세 이상에서는 1964년에 30.3%, 1986년에 15.9%, 1991년에 12.4%이다. 미국과 비교하여 우리나라의 연간 의사방문 경험이 없는 비율은 대단히 높은 것이다.

표 4-11은 1989년의 연령별 인구 100인당 연간 의사방문자의 방문량 분포를 나타내고 있다.

표 4-11. 연령별 인구 100인당 연간 의사방문자의 방문량 분포, 1989

연령	계	의사방문량(회)			
		없음	1	2-20	21+
0-4	100.0	18.1	5.8	69.2	6.9
5-9	100.0	45.2	9.2	43.3	2.3
10-19	100.0	69.2	8.7	21.1	1.0
20-29	100.0	60.1	10.3	27.9	1.7
30-39	100.0	55.1	11.3	31.1	2.5
40-49	100.0	52.9	10.2	33.0	3.8
50-59	100.0	48.2	9.9	36.4	5.5
60+	100.0	52.0	7.9	33.5	6.6

1989년의 연령별 의사방문량 분포는 1992년과 유사하다. 다만 연간 의사방문경험 없음과 21회 이상 비율이 1989년에서 약간 높음을 볼 수 있다.

여기서 관심을 갖는 것은 1989-92년 기간에 연간 의사방문 없음과 고도이용자의 비율 변화이다. 다음은 연령별로 이들 비율의 변화를 나타내고 있다.

연 령	방문경험 없음			고도이용자(21+)		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이
0-4	16.2	18.1	-1.9	4.6	6.9	-2.3
5-9	38.8	45.2	-6.4	1.3	2.3	-1.0
10-19	65.2	69.2	-4.0	0.9	1.0	-0.1
20-29	56.3	60.1	-3.8	1.5	1.7	-0.2
30-39	48.5	55.1	-6.6	1.5	2.5	-1.0
40-49	44.6	52.9	-8.3	2.7	3.8	-1.1
50-59	42.0	48.2	-6.2	5.5	5.5	0
60+	42.7	52.0	-9.3	8.0	6.6	1.4

연간 의사방문경험 없음의 비율은 1989-92년 기간에 각 연령계층에서 감소했고, 40세 이상에서 감소비율이 현저하다.

연간 21회 이상 방문자의 비율은 0-4세에서 크게 감소한 반면, 60세 이상에서는 증가하고 있다. 이러한 변화는 0-4세에서 방문 무경험 비율과 고도이용자 비율이 함께 감소함으로써 이용자간 균등이용의 방향으로 전환하고 있으나, 60세 이상에서는 이러한 경향을 나타내면서도 고도이용자 비율이 커지면서 고도이용자에 의한 의료이용 과점현상을 심화시키는 경향을 함께 나타낸다.

그러므로 0-4세의 연간 1인당 의사방문수의 1989-92년간 증가는 이용자간 균등한 이용량 증가경향에 의존하고 있는 바람직한 방향에서 성취되고 있지만, 60세 이상에서의 1인당 의사방문수의 증가는 고도이용자의 비율증가에 기인함으로써 고도이용자의 비율증가 경향이 문제로 지적될 수 있는 것이다.

4) 教育水準

1992년 가구주의 교육수준별 인구 100인당 연간 의사방문자의 방문량 분포는 표 4-12와 같다.

표 4-12. 교육수준별 인구 100인당 연간 의사방문자의 방문량 분포, 1992

교육수준	계	의사방문량 (회)			
		없음	1	2-20	21+
무학	100.0	51.7	7.1	35.6	5.6
국졸	100.0	53.7	9.2	33.1	4.0
중·고졸	100.0	49.1	11.0	37.8	2.1
대졸이상	100.0	39.3	11.3	46.9	2.4

교육수준이 높아짐에 따라 의사방문경험 없음과 21회 이상 고도이용자의 비율은 감소한다. 그러므로 가구주의 교육수준이 낮을수록 이용자의 이용량이 비비례적으로 이용 즉, 소수에 의한 의료이용 과점현상이 심화되고 있음을 알 수 있다.

표 4-13은 1989년의 가구주 교육수준별 인구 100인당 연간 의사방문자의 방문량 분포를 나타내고 있다.

표 4-13. 교육수준별 인구 100인당 연간 의사방문자의 방문량 분포, 1989

교육수준	계	의사방문량 (회)			
		없음	1	2-20	21+
무학	100.0	56.6	7.6	30.9	5.0
국졸	100.0	59.2	8.2	29.1	3.5
중·고졸	100.0	53.9	9.7	33.5	2.8
대졸이상	100.0	46.3	10.8	39.9	3.0

1989년의 가구주 교육수준별 의사방문량 분포는 1992년과 유사하다. 여기서 관심의 대상이 되는 연간 의사방문경험 없음과 21회 이상 방문 고도이용자의 비율 변화를 1989-92년간 비교해 보면 다음과 같다.

교육수준	방문경험 없음			고도이용자(21+)		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이
무학	51.7	56.6	-4.9	5.6	5.0	0.6
국졸	53.7	59.2	-5.5	4.0	3.5	0.5
중·고졸	49.1	53.9	-4.8	2.1	2.8	-0.7
대졸이상	39.3	46.3	-7.0	2.4	3.0	-0.6

연간 의사방문경험 없음의 비율은 교육수준과 관계없이 1989-92년 기간에 유사한 수준으로 감소함으로써 의사서비스 접근도는 개선되었으나, 1992년에 교육수준에 따른 격차는 여전히 여전하다.

고도이용자 비율은 1989-92년 기간에 낮은 교육수준에서 약간 증가한 반면, 높은 교육수준에서는 감소하고 있다. 따라서 고도이용자 비율의 교육수준간 격차는 1989년보다 1992년에 더 커지고 있다.

고도이용자 비율이 1인당 평균 방문수에 주는 효과가 크다고 볼 때, 낮은 교육수준에서의 평균 방문수 증가에 고도이용자 비율증가의 영향이 크며, 이용자간 불균형적 이용이 더 심화되고 있음을 알 수 있다. 그러나 높은 교육수준에서는 방문경험 없음과 고도이용자 비율이 다 같이 감소하면서 평균 방문수가 증가함으로써 이용자간 균형화 경향을 나타내고 있다고 하겠다.

5) 醫療保障

1992년 의료보장상태별 인구 100인당 연간 의사방문자의 방문량 분포는 표 4-14와 같다.

표 4-14. 의료보장상태별 인구 100인당 연간 의사방문자의 방문량 분포, 1992

의료보장	계	의사방문량 (회)			
		없음	1	2-20	21+
없음	100.0	68.1	10.0	20.9	1.0
공교	100.0	42.9	11.7	42.2	3.2
직장	100.0	43.4	11.4	42.6	2.6
지역	100.0	50.6	9.8	37.1	2.6
보호	100.0	49.0	7.8	35.0	8.2

의료보장상태에 따라 의사방문량 분포에 차이가 크다. 의료보장 미수혜자에서 의사방문경험 없음의 비율이 높은 반면, 21회 이상 고도이용자의 비율은 낮다.

그러나 의료보호/부조 수혜자는 의사방문경험 없음의 비율이 낮은 반면, 21회 이상 고도이용자의 비율이 높다. 의료보험 적용자에서는 공교와 직장의 의사방문량 분포는 유사하지만, 지역에서는 의사방문경험 없음의 비율이 약간 높다.

그러므로 의료보장 없음에서 1인당 의사방문수가 낮은 것은 의사접촉 비율과 고도이용자 비율이 낮는데 기인된 반면, 의료보호 수혜자에서의 높은 1인당 의사방문수는 고도이용자의 높은 비율에 영향을 받고 있음을 알 수 있다.

표 4-15는 1989년의 의료보장상태별 인구 100인당 연간 의사방문자의 방문량 분포를 나타내고 있다.

표 4-15. 의료보장상태별 인구 100인당 연간 의사방문자의 방문량 분포, 1989

의료보장		계	의사방문량 (회)			
			없음	1	2-20	21+
없음	음	100.0	72.5	7.0	19.0	1.6
공교	교	100.0	42.3	9.8	44.0	3.9
직장	장	100.0	47.3	9.8	39.1	3.8
지역	역	100.0	58.9	9.6	29.2	2.3
보호	호	100.0	54.7	7.4	32.2	5.7

1989년의 의료보장상태별 의사방문량 분포는 1992년과 유사하다. 여기서 관심을 갖는 것은 1989-92년 기간의 의사방문경험 없음과 21회 이상 고도이용자 비율의 변화이며, 이들 비율을 비교한 결과는 다음과 같다.

의료보장		방문경험 없음			고도이용자(21+)		
		1992	1989	차이	1992	1989	차이
없음	음	68.1	72.5	-4.4	1.0	1.6	-0.6
공교	교	42.9	42.3	0.6	3.2	3.9	-0.7
직장	장	43.4	47.3	-3.9	2.6	3.8	-1.2
지역	역	50.6	58.9	-8.3	2.6	2.3	0.3
보호/부조		49.0	54.7	-5.7	8.2	5.7	2.5

1989-92년 기간에 공교에서는 의사방문량 분포에 변화가 거의 없다. 비교적 큰 변화는 지역의료보험과 의료보호/부조에서 볼 수 있다. 즉 의사방문경험 없음의 비율은 비교적 크게 감소하고, 고도이용자 비율은 증가하고 있다. 특히 의료보호/부조 수혜자에서 고도이용자의 비율이 크게 증가하고 있다. 이러한 증가가 의료보호/부조 수혜자의 연간 1인당 의사방문수의 증가에 크게 영향을 주고 있는 것이다.

6) 生活水準

1989-92년간 가구의 생활수준별 인구 100인당 연간 의사방문자의 방문량 분포의 변화는 표 4-16과 같다.

표 4-16. 생활수준별 인구 100인당 연간 의사방문자의 방문량 분포, 1989-92

의사방문량 (회)	하			중			상		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
0	50.4	56.0	-5.6	47.5	52.6	-5.1	46.6	53.3	-6.7
1	10.3	8.6	1.7	10.8	9.9	0.9	10.0	9.7	0.3
2-20	35.8	31.5	4.3	39.4	34.7	4.7	40.7	34.1	6.6
21+	3.5	3.9	-0.4	2.3	2.8	-0.5	2.6	2.9	-0.3
계	100.0	100.0	-	100.0	100.0	-	100.0	100.0	-

전체적으로 생활수준에 따른 의사방문량 분포에는 큰 차이가 없고, 1989-92년 증감 양상도 유사하다. 다만 생활수준 「하」는 「상」과 비교하여 1992년에도 연간 의사방문경험 없음의 비율이 높고, 21회 이상 고도이용자의 비율이 높다. 그러나 그 차이는 크지 않다.

7) 健康狀態

1989-92년간 스스로 인식하는 건강상태별 인구 100인당 연간 의사방문자의 방문량 분포의 변화는 표 4-17과 같다.

건강상태에 따라 의사방문량 분포에는 큰 차이가 있다. 건강하지 않음에서 의사방문경험 없음의 비율은 낮고, 21회 이상 고도이용자의 비율이 높다. 이러한 특성은 1989-92년 기간에 큰 차이가 없다. 다만 건강하지 않음에서 2-20회 중도이용자의 비율이 증가함으로써 보다 많은 사람이 균형적 이용으로 전환하고 있음을 볼 수 있다.

표 4-17. 건강상태별 인구 100인당 연간 의사방문자의 방문량 분포, 1989-92

의사방문량 (회)	건강하지 않음			보통임			건강함		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
0	26.7	30.2	-3.5	41.9	45.8	-3.9	54.1	60.3	-6.2
1	7.1	8.4	-1.3	12.3	10.1	2.2	10.7	9.5	1.2
2-20	54.5	48.4	6.1	43.9	40.6	3.3	34.1	28.9	5.2
21+	11.6	13.0	-1.4	1.9	3.5	-1.6	1.1	1.3	-0.2
계	100.0	100.0	-	100.0	100.0	-	100.0	100.0	-

건강함에서는 의사방문경험이 없는 비율이 1989-92년 기간에 비교적 크게 감소함으로써 의사서비스 접근기회가 확대되고 있음을 알 수 있다. 이들의 의사방문은 질병치료보다 사전적 예방이나 질병의 조기발견 및 치료에 목적이 있다면, 이러한 의사방문자의 증가는 바람직한 것이다.

8) 要 約

의사의 외래진료서비스는 인구의 모든 계층에 의하여 균등히 이용되지 않는다. 연간 의사방문경험이 없는 비율과 고도이용자의 비율이 높다.

그러나 1989-92년 기간에 지역, 인구, 사회·경제적 계층별로 의사방문경험이 없는 비율과 고도이용자 비율이 각각 감소함으로써 중도이용자 비율이 증가하여 각 계층별로 균등한 이용쪽으로 변화하고 있다.

특히 외래진료를 위한 의사방문수의 증가에 크게 영향을 주는 연간 21회 이상 고도이용자에 관심을 가질 때, 1989-92년간 고도이용자 비율이 증가한 계층은 군부거주자, 60세 이상, 교육수준 무학 및 국졸, 의료보호/부조수혜자 등이다. 이들 계층은 의료취약대상이며, 1989-92년 기간에 연간 1인당 의사방문수가 크게 향상되었는데, 이러한 현상은 소수 고도이용자의 비율증가에 크게 영향을 받았고, 동시에 이들 계층에 있어서의 외래진료의 불균형적 이용분포가 심화되고 있음을 나타낸다.

3. 醫師訪問數의 決定要因 分析

가. 先行研究

고통, 고열, 구토 등의 신체적 증상이 있을 때 어떤 사람들은 의료 서비스를 이용하고, 어떤 사람들은 자가치료를 하거나 주의할 필요도 느끼지 않는다. 이러한 차이를 일으키는 요인을 알아내기 위하여 의료서비스 이용에 대한 행위결정요인을 규명하려는 많은 연구가 실시되어 왔다.

최초의 의료이용 연구자는 Weeks(1961)로서 그는 의료이용의 중요한 요인은 사회·문화적 요인이라고 밝혔다. 그후 계속적인 연구를 통하여 의료이용 행위를 설명하는 다양한 모델들이 개발되었는데 사회심리적 모형, 경제모형, 사회체계모형 등 다양하며 이들은 건강행위 유형과 이론적 견해에 차이가 있으나 비슷한 변수들을 포함하기도 한다. 그 중에서 의료이용 행위에 대해 예측력이 높고 빈번히 이용되는 Andersen과 그의 동료들과 Mechanic의 연구를 살펴 보면 다음과 같다.

Andersen과 그의 동료들은 가족(가구)을 분석단위로 하여 사람들이 의료이용 결정을 내릴 때 개인속성요소(predisposing), 서비스 획득능력요소(enabling), 의료요구요소(need)에 의해 내린다고 보았다. 개인속성은 사회인구학적 변수와 건강에 대한 태도나 신념 등으로 구성되며 서비스 획득능력은 가족의 수입, 보험여부 등의 가족자원과 의료의 이용가능성, 소요시간, 대기시간 등의 지역자원으로 구성된다. 의료요구요소는 인지된 요구(perceived need)와 평가된 요구(evaluated need)의 두 가지 유형으로 나뉘어진다. 그러므로 의료요구는 활동제한일수, 자각된 건강수준, 경험된 증상의 보고, 전문의료인의 견해 등으로 구성되며 사람들의 의료이용 결정 예측시 가장 설명력이 높은 변수이다.

Andersen에 비해 Mechanic은 질병행위의 결정요인을 10가지로 분류하면서 의료이용 설명을 위해 사회문화적, 정신사회적 요소에 비중을 두었다. 개인의 문화적 배경에 따른 학습화, 사회화, 과거 경험 등에 의해 의료이용이 크게 달라진다고 설명하였다. 의료이용을 하게 하는 10가지 결정요인을 보면, 1) 증상의 가시성 2) 증상의 심각성 인식도 3) 증상으로 인한 일상생활의 방해정도 4) 증상의 빈도와 지속성 5) 증상에 대한 인내심 6) 준거집단으로부터의 정보와 지식 7) 의료이용을 거부하는 기초적 욕구 8) 이환상태로부터 벗어나려는 의지 9) 질병에 대한 다른 해석 가능성 10) 치료원에 대한 물리적 근접성, 심리적 친근감, 재정적 비용 등이다.

개인의 의료이용 연구에서도 앞에서 기술된 모형이 이용되었는데, 이 모형에서는 개인이 의료서비스 이용 여부의 결정 및 소비량에 일련의 조건들이 기여하는 것으로 가정한다. 개인속성(나이, 성별, 교육수준, 거주지 등), 서비스 획득능력(생활수준, 보험여부, 상용의료원의 유무, 의료원의 거리와 대기시간 등), 의료요구(자신이 인식한 건강상태, 증상, 활동제한 일수 등) 등의 요소가 서로 인과관계를 가지고 의료추구 행위에 영향을 준다(Andersen, 1978). 이러한 변수들을 다룬 연구들을 살펴 보면 다음과 같다.

먼저, 개인속성요소가 의료이용에 미치는 영향을 다룬 연구를 살펴보면, Cameron과 그의 동료들(1993)은 중노년층의 성인을 대상으로 의료이용의 인지적, 정서적 결정요소를 연구하였다. 나이, 성, 건강수준에 따라 대상자들을 쌍을 맺은 후, 쌍의 한 사람이 의료원을 방문했을 때 두 명 모두를 면담하였다. 면담은 자가조절 모형에 기초하여 실시하였는데, 이 모형은 사람들이 대처과정을 작동시키거나 재창조할 때 증상을 사용한다고 가정한다.

그 결과 의료추구자는 대조자에 비해 증상을 더 많이 호소하였으나 대조자에 비해 새로운 증상호소는 적었다. 그리고 특정한 증상이 아닌 보통의 증상은 의료추구 행위를 일으키기에는 충분치 않았으며, 의료추구 행위가 작동되는 때는 심각한 건강위험, 위협에 적응할 능력이 없음을 인지, 의료를 추구하라는 충고, 삶의 스트레스 등이 있어야 한다.

Lubben과 그의 동료들(1989)은 캘리포니아에 사는 931명의 Medicaid 수혜대상 노인의 건강행위와 병원이용 간의 관계를 연구하였다. 건강행위 변수로 12가지(흡연정도, 사회관계, 운동, 체중, 식사패턴, 과일과 야채, 수면양상, 카페인, 소금, 간식, 아침식사)를 사용하였는데 그 중 흡연, 제한된 사회관계, 규칙적인 운동부족에서 병원이용에 대한 승산비가 유의하게 높은 것으로 나타났다. 이전의 연구들에서 흡연과 제한된 사회관계에서 사망률이 높게 나온 것과 마찬가지로 병원 이용률도 높았다. 그러나 이전 연구에서 체중조절과 규칙적인 아침식사가 사망률과 유의한 관계를 보였던 것과는 달리 이 연구에서는 이들 건강행위가 병원 입원율과는 유의한 관계가 없는 것으로 밝혀졌다.

Flykesnes(1993)는 의료요구요소인 개인이 인식한 건강정도가 의료이용에 미치는 영향을 연구하였다. 이 연구에서 북노르웨이의 한 마을에 사는 40-42세의 남자(3,533명)와 여자(3,578명)를 대상으로 하여 일반의 방문횟수의 결정요인을 알아보았다. 다양한 건강수준을 독립변수로 놓고 보았을 때, 서비스의 종류에는 상관없이 자기가 측정한 건강수준이 가장 중요한 의료이용 결정요인이었다.

일반의 방문횟수에 영향을 주는 건강수준 외의 다른 요인으로서는 건강과 건강추구 행위에 대한 선입견이었으며, 의료기관의 수, 사회인구학적 특성, 사회관계 등은 중요하지 않은 것으로 나타났다. 타 연구들에서 일반

의의 수, 사회인구학적 특성, 사회관계가 의료이용의 중요 결정요소였던 것에 비해 의료의 결정요소로 작용하지 않았다는 점은 이 연구에서 특이한 점이다.

지금까지 상용치료원을 가지고 있는 것이 의사방문과 중요한 상관성이 있다고 여겨져 왔다. 연구 결과 실제로 상용치료원을 가지고 있는 것이 치료원への 접근을 활성화시키며 개인을 의료체계로부터 가까이 하게 하는 요인이라고 한다. 또 다른 서비스 획득능력요소나 의료요구요소를 통제할 경우 상용치료원을 가진 개인이 질병과 관련된 이유로 의사를 자주 방문하는 것이 명확하며, 가족의 소득이나 그 외의 접근가능성요소들보다 더 강력한 의사방문결정요소라고 한다.

Hayward와 그의 동료들(1991)은 사람들에게 상용외래치료원(regular source of ambulatory care, RSAC)이 부족한 이유를 알아보기 위해 1986년 전화조사를 실시하였다. 자료를 내용분석한 결과 응답자 중 상용외래치료원이 부족하다고 한 16.4%는 다음과 같은 이유로 상용외래치료원을 가지고 있지 않았다고 한다. (1) 재정문제 8%, (2) 지역 자원의 접근어려움 5%, (3) 상용외래치료원을 원하지 않음 61%, (4) 상용외래치료원을 일시적으로 상실 18% 등이다. 상용외래치료원과 다른 서비스 획득능력요소와의 관계를 보면, 가난한 사람들이 그렇지 않은 사람들보다 더 상용외래치료원이 부족한 것은 아니었으나(odds ratio[OR]=0.8; 95%신뢰구간 [0.6, 1.1]), 상용외래치료원이 재정적 이유로 부족한 경향은 더 많았다(OR=5.2; [2.6, 10.6]). 또 지방 거주자가 도시 거주자보다 상용외래치료원이 더 부족한 것은 아니었으나, 상용외래치료원의 부족으로 인한 접근의 어려움은 더 큰 경향이 있었다(OR=5.8; [2.8, 11.9]).

Luft, Hershey와 Morrell이 캘리포니아의 한 지방에서 실시한 의료이용에 관한 연구에 의하면, 상용치료원을 가지고 있지 않은 개인은 가지고 있는 개인에 비해 의사를 방문하는 횟수가 현저히 적었다. 대상자들의 건강 수준, 나이, 성, 보험 간의 차이점을 조정하더라도 상용치료원을 가지고 있지 않은 개인은 상용치료원을 가지고 있는 사람들에 비해서 면담전 한 해 동안에 의사에게 간 횟수가 1/3에서 1/2정도 낮게 나왔다.

Leave와 그의 동료들(1979)은 캘리포니아의 East Palo Alto에서 많은 대상자들을 연구하여 본 결과, 상용치료원을 가진 성인의 50%가 면담전 한 해 동안 예방을 위한 의사방문을 한 것에 비해 상용치료원을 가지고 있지 않은 집단은 28%만이 그러한 방문을 했다고 한다.

또 다른 연구에서는 상용치료원이 필요치 않아서 가지고 있지 않다고 대답한 65세 이상의 성인의 경우에는 연평균 의사방문횟수가 2.4회인데 반해 상용치료원을 가지고 있는 65세 이상의 성인들의 경우는 6.5회였다. 이 외의 여러 연구에서도 상용치료원을 가지고 있지 않은 사람들에게서는 의사방문횟수가 아주 많이 적다고 보고된다.

Andersen의 모형에 나오는 세 가지의 의료이용 결정요소는 앞의 여러 연구에서 볼 수 있는 바와 같이 서로 서로 영향을 미치면서 동시에 의료이용 여부를 결정한다. 그러나 각 요소 간의 영향이나 각 요소가 의료이용에 미치는 영향의 정도에는 차이가 있으며, 어떤 연구에서는 강한 양의 상관관계를 보이다가도 어떤 연구에서는 음의 상관관계를 보이는 경우가 있으므로 정확한 의료이용 예측을 위해서는 계속적인 연구가 필요한 실정이다.

의료이용에 대한 전형적인 연구는 전형적으로 의료이용에 영향을 미치는 여러 요인의 순 직접적인 효과를 결정하기 위해 모형에 이들 요인을 동시

에 집어 넣는 단일방정식 체계에 의존해 왔다. 이러한 단일방정식 시스템은 여러 요인의 의료이용에 대한 순 직접적인 효과는 파악할 수 있으나 간접적인 효과를 제시하지 못한다. 최근에 많이 사용되고 있는 구조방정식 기법을 이용하면 의료이용에 대한 여러 요인의 직접적인 효과의 파악뿐만 아니라 여러 요인 간들이 어떻게 상호관련되어 있는지 파악할 수 있다.

위에서 언급한 두가지 기법이 의료이용을 이해하는데 크게 기여하지만 각각 제한점이 있다. 즉 단일방정식은 간접적인 효과를 무시하고 있으며 구조방정식 접근은 아주 제한적인 범위에서 사용되기 시작하여 활용에 제한을 받는다. 따라서 본 연구에서는 단일방정식 접근법과 구조방정식 접근법으로 여러 요인들의 의료이용에 대한 직접효과와 이들 요인간의 구조관계를 알아 보고자 한다.

나. 研究方法

1) 分析模型 및 分析方法:

개인별 특성변수, 건강수준, 건강행위가 의료이용에 미치는 영향을 알아 보기 위해 우선 연간 병원 방문횟수를 종속변수로 거주지역, 성별, 연령, 결혼상태, 교육수준, 의료보장, 평소 건강상태, 만성질환 여부, 선호치료원, 생활수준, 주관적 건강상태, 체중, 규칙적 운동, 과거흡연 여부, 음주, 숙면, 아침식사, 건강보조제 복용, 건강행위 실천 등의 변수로 회귀분석하였다. 다음으로 병원 방문여부를 종속변수로 위에서 열거한 독립변수가 병원 방문여부를 어느정도 설명하는지 알아보기 위해 로지스틱회귀분석을 하였다.

본 연구에서 사용된 회귀모형은 Andersen모형에다 건강행위를 추가한 것으로 이를 그림으로 나타내면 그림 4-2와 같다.

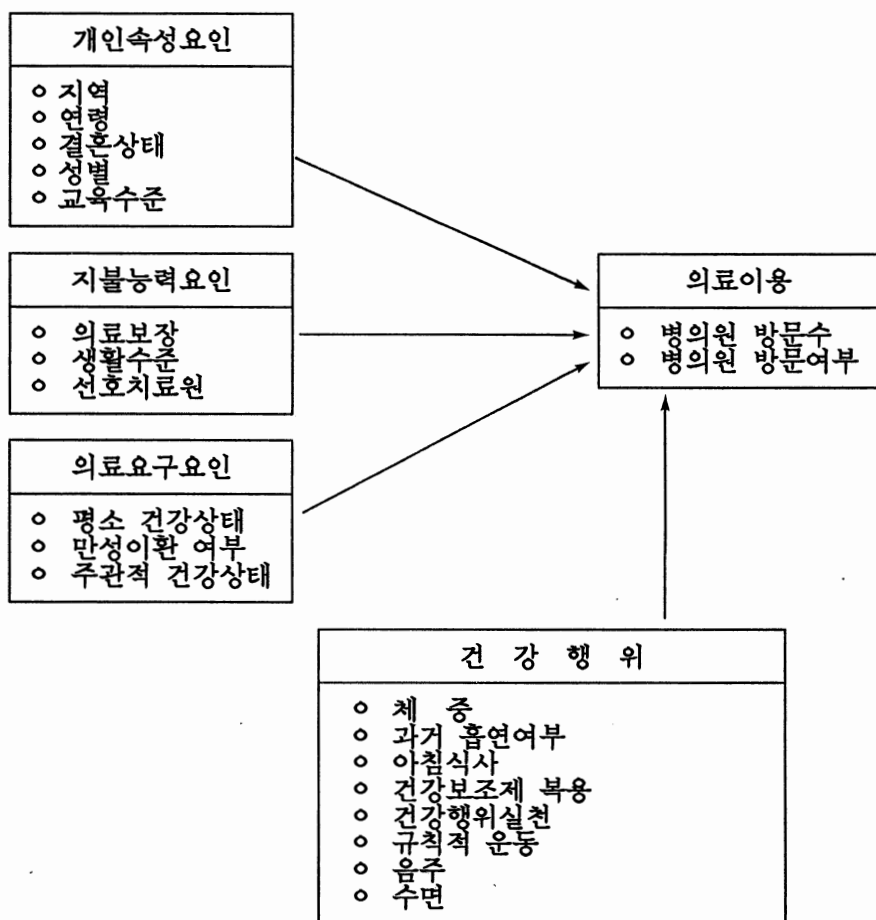


그림 4-2. 의사방문수의 결정요인 분석을 위한 회귀모형

다음으로 개인별 특성, 건강행위, 지불능력요인, 의료요구 간의 상호관계와 이들 요인의 간접효과를 알아보기 위해 공변량구조분석을 실시하였다. 본 연구에 사용된 공변량구조모형은 그림 4-3과 같다.

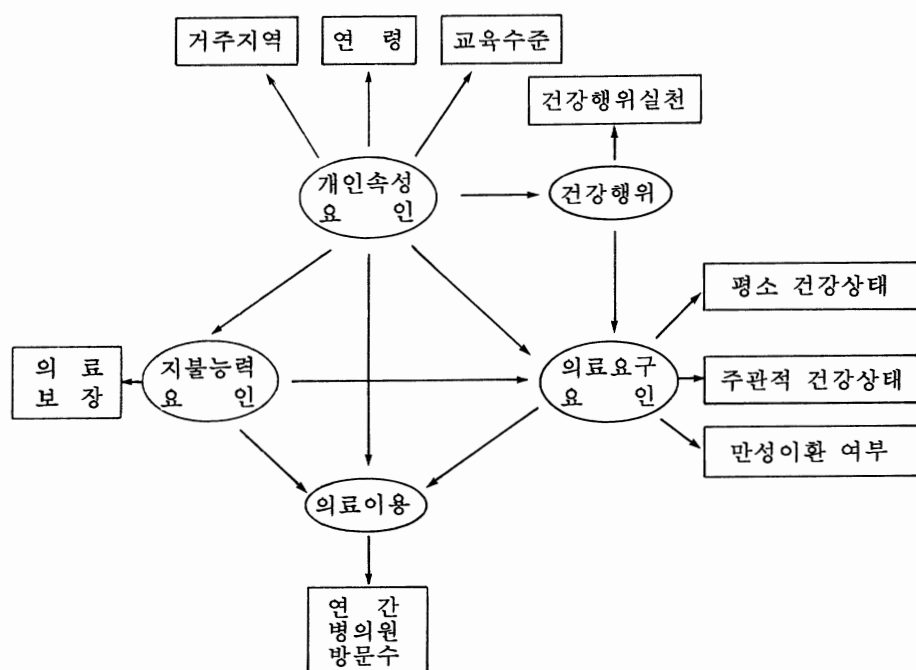


그림 4-3. 의료이용에 관한 공변량구조모형

2) 資料 및 變數

본 연구에서는 1989년과 1992년에 실시한 국민건강조사 및 보건의식행태조사 자료 중 보건의식행태 조사자인 20-59세 성인 5,199명, 2,799명의 자료를 분석에 이용하였다. 보건의식행태조사 대상자는 국민건강 대상가구 1/2에 해당되는 표본가구에서 20-59세 성인 중 생일이 가장 빠른 성인이다.

분석에 사용된 변수로는 개인의 인구학적 변수인 거주지, 성별, 연령, 결혼상태, 교육수준, 의료보장, 평소 건강상태, 만성이환 여부, 생활수준, 선호치료원은 가구조사인 국민건강조사에서 수집되었고, 주관적 건강상태,

체중, 규칙적 운동, 과거흡연여부, 음주, 숙면, 아침식사, 건강보조제 복용, 건강행위 실천 등은 개인조사인 보건의식행태조사에서 수집되었다.

이들 변수와 각 변수의 정의를 살펴 보면 표 4-18과 같다.

표 4-18. 의사방문수와 관련되는 변수

변 수	측 정
거주 지역	0-시부, 1-군부
성	0-남, 1-여
연 령	실수기재(20-59)
결혼상태(1)	0-미혼, 이혼, 사별, 기타 1-유배우
결혼상태(2)	0-미혼, 유배우 1-이혼, 사별, 기타
교육수준	0-무학, 6-국졸, 9-중졸, 12-고졸, 14-전문대졸, 16-대졸이상
의료보장(1)	0-없음, 의료보험 1-의료보호
의료보장(2)	0-없음, 의료보호 1-의료보험
선호치료원	0-없음, 1-있음
생활수준	1-하, 2-중, 3-상
평소 건강상태	1-건강하지 않음, 2-보통임, 3-건강함
주관적 건강상태	1-건강하지 않음, 2-보통임, 3-건강함
만성이환 여부	0-있음, 1-없음
체 중	0-평균체중, 1-과소, 과다체중
운 동	0-함, 1-안함
흡연(1)	0-흡연무경험, 현흡연 1-과거흡연
흡연(2)	0-흡연무경험, 과거흡연 1-현흡연
숙 면*	0-함, 1-안함
음 주	0-적당음주, 1-무음주와 매일 음주
아침식사	0-꼭 먹음, 1-안먹거나 가끔 먹음
건강보조제	0-복용함, 1-복용안함
건강행위실천	0-운동, 흡연, 음주, 숙면, 아침식사 중 한가지라도 함, 1-안함
연간 병의원 방문수	실수 또는 로그를 취한 값
연간 병의원 방문여부	0-없음, 1-있음

* 1992년의 경우 수면시간을 질문하여 7-8시간과 그외 다른시간의 경우로 구분

다. 分析結果

1) 記述分析

의료이용에 관련된 변수별 병의원 방문수를 살펴 보면 표 4-19와 4-20과 같다.

표 4-19. 독립변수별 병의원 방문수, 1989

독립변수	N	평 균	표준편차	F-Ratio	p-value
지 역				12.2458	.0005
시 부	(3,859)	3.2475	9.1525		
군 부	(1,338)	4.3928	13.1106		
성				32.3842	.0000
남	(2,480)	2.6916	8.9853		
여	(2,718)	4.3189	11.3640		
연 령				9.3047	.0000
20-24	(605)	1.5929	3.2334		
25-29	(971)	3.0980	9.1910		
30-34	(1,004)	3.4994	9.9404		
35-39	(662)	3.1718	9.6538		
40-44	(570)	3.7674	11.2171		
45-49	(552)	3.8352	10.5636		
50-54	(483)	4.5083	12.6260		
55-59	(348)	6.8279	15.9591		
결혼상태				19.9044	.0000
미 혼	(800)	1.5064	6.0764		
유배우	(4,182)	3.8560	10.7763		
이혼, 사별, 기타	(214)	5.0541	12.8479		
교육수준				6.3122	.0000
무 학	(172)	6.6288	17.3300		
국 졸	(1,053)	4.3501	11.9476		
중 졸	(1,059)	3.3747	9.9091		
고 졸	(1,945)	3.4207	9.9706		
전문대졸	(197)	2.5185	7.6383		
대졸이상	(769)	2.5496	7.7282		

표 4-19. 독립변수별 병의원 방문수, 1989 (계 속)

독립변수	N	평 균	표준편차	F-Ratio	p-value
의료보장				12.0630	.0000
없 음	(277)	2.2694	8.0336		
보 험	(4,683)	3.4667	10.1394		
보 호	(222)	6.5940	14.7183		
평소건강상태				218.5801	.0000
건강하지 않음	(764)	10.2957	19.9410		
보통임	(1,084)	3.5984	8.8413		
건강함	(3,349)	1.9822	6.0618		
만성이환여부				419.2365	.0000
없 음	(4,083)	2.0684	6.2186		
있 음	(1,114)	8.9448	17.8612		
선호치료원				14.7239	.0001
없 음	(3,702)	3.1936	9.6996		
있 음	(1,495)	4.4064	11.7019		
생활수준				1.0693	.3434
하	(1,213)	3.9132	10.9859		
중	(2,333)	3.4630	9.8586		
상	(1,645)	3.3741	10.4797		
주관적 건강상태				203.2304	.0000
건강하지 않음	(859)	9.7524	19.4357		
보통임	(1,298)	2.8577	6.9445		
건강함	(3,039)	2.0799	6.4766		
체 중				9.3286	.0023
평균체중	(2,990)	3.1667	9.5635		
과소, 과다체중	(2,165)	4.0578	11.3223		
규칙적 운동				.6043	.4370
안한다	(4,096)	3.6003	10.5610		
한 다	(1,100)	3.3277	9.4220		
흡 연				18.4720	.0000
아니오	(3,036)	3.9642	10.7275		
과거흡연	(298)	5.7030	14.9166		
현재흡연	(1,861)	2.5103	8.5198		

표 4-19. 독립변수별 병의원 방문수, 1989 (계 속)

독립변수	N	평 균	표준편차	F-Ratio	p-value
적당한 음주*				37.2779	.0000
예	(2,210)	2.5195	7.6783		
아니오	(2,985)	4.2699	11.7484		
숙 면				21.6173	.0000
아니오	(1,385)	4.6473	13.5834		
예	(3,809)	3.1431	8.8269		
아침식사				.0004	.9846
규칙적	(3,843)	3.5442	9.8001		
불규칙적	(1,353)	3.5379	11.7087		
건강보조제 복용				11.5887	.0007
안함	(2,762)	3.0851	10.0466		
함	(2,435)	4.0614	10.6184		
건강행위실천				1.6943	.1931
안함	(73)	5.0974	17.7815		
함	(5,124)	3.5201	10.1833		

* 적당한 음주: 예 = 무음주, 매일음주자가 아닌 경우
아니오 = 무음주, 매일음주인 경우

표 4-19에 의하면 '89년 자료에서 생활수준, 운동 여부, 아침식사 여부, 건강행위실천 여부 등은 병의원 방문수에 통계적으로 유의한 차이가 없고, 다른 변수들은 유의하였다.

표 4-20에 의하면 '92년 자료에서는 지역, 생활수준, 규칙적 운동, 숙면, 아침식사 여부, 건강행위실천 여부 등이 병의원 방문수에 유의한 차이가 없고, 기타 변수들은 유의하였다. 그러므로 1989년과 1992년 자료에서 다 같이 생활수준, 운동 여부, 아침식사 여부, 건강행위실천 여부 등에 따른 병의원 방문수에는 유의한 차이가 없음을 알 수 있다.

표 4-20. 독립변수별 병의원 방문수, 1992

독립변수	N	평 균	표준편차	F-Ratio	p-value
지 역				.7365	.3909
시 부	(2, 229)	5.1473	5.6682		
군 부	(564)	4.9136	6.1963		
성 남	(1, 298)	4.2436	5.4538	54.3012	.0000
여	(1, 495)	5.8436	5.9487		
연 령				7.9099	.0000
20-24	(360)	3.3292	4.9582		
25-29	(402)	5.0644	5.7194		
30-34	(511)	4.6512	5.4828		
35-39	(398)	5.4171	5.5983		
40-44	(318)	5.5059	5.9076		
45-49	(275)	5.9138	6.1762		
50-54	(280)	5.8886	5.9001		
55-59	(246)	5.8381	6.5045		
결혼상태				46.4890	.0000
미혼	(513)	2.9590	4.7918		
유배우	(2, 185)	5.5352	5.8264		
이혼, 사별, 기타	(94)	6.6853	6.7968		
교육수준				4.0629	.0011
무학	(111)	5.8290	6.7025		
국졸	(474)	5.8562	6.3250		
중졸	(482)	5.5087	5.9277		
고졸	(1, 139)	4.7584	5.5085		
전문대졸	(133)	4.3020	5.1585		
대졸이상	(448)	4.7810	5.5070		
의료보장				16.7232	.0000
없음	(131)	2.5076	4.4024		
보험	(2, 602)	5.1900	5.7611		
보호	(59)	6.9156	7.4736		
평소건강상태				133.9294	.0000
건강하지 않음	(447)	8.7357	6.5726		
보통	(613)	5.5948	5.5889		
건강함	(1, 727)	3.9950	5.1925		
만성이환여부				361.6037	.0000
없음	(2, 051)	3.9236	5.1391		
있음	(741)	8.3532	6.1905		
선호치료원				23.0465	.0000
없음	(1, 901)	4.7621	5.6832		
있음	(875)	5.8913	5.9228		

표 4-20. 독립변수별 병의원 방문수, 1992 (계 속)

독립변수	N	평 균	표준편차	F-Ratio	p-value
생활수준				2.1392	.1180
하	(786)	5.0311	5.9590		
중	(1,344)	4.9480	5.6974		
상	(657)	5.5053	5.7191		
주관적 건강상태				127.1723	.0000
건강하지 않음	(491)	8.5093	6.4829		
보 통	(856)	5.1621	5.4736		
건강함	(1,444)	3.9016	5.2095		
체중				31.5080	.0000
평균체중	(1,650)	4.5889	5.5282		
과소, 과다체중	(1,123)	5.8359	6.0487		
규칙적 운동				.0186	.8915
안한다	(2,125)	5.1086	5.7865		
한다	(665)	5.0736	5.7578		
흡 연				20.3290	.0000
아니오	(1,672)	5.6184	5.8673		
과거흡연	(175)	5.3073	6.0486		
현재흡연	(944)	4.1334	5.4418		
적당한 음주*				19.4039	.0000
예	(1,136)	4.5240	5.4991		
아니오	(1,655)	5.5014	5.9322		
숙 면				1.9986	.1576
아니오	(786)	5.3468	5.8082		
예	(2,006)	5.0033	5.7653		
아침식사				.2729	.6014
규칙적	(2,006)	5.1358	5.7744		
불규칙적	(786)	5.0088	5.7913		
건강보조제 복용				43.5271	.0000
안함	(1,517)	4.4438	5.6659		
함	(1,275)	5.8808	5.8159		
건강행위실천				.0019	.9651
안함	(41)	5.0613	5.9291		
함	(2,751)	5.1007	5.7772		

* 적당한 음주: 예 = 무음주, 매일음주가 아닌 경우
아니오 = 무음주, 매일음주인 경우

2) 多重線形回歸分析結果

연간 1인당 병의원 방문수에 로그를 취한 값을 종속변수로 한 다중선형회귀분석 결과는 표 4-21과 표 4-22에 제시하였다.

표 4-21. 로그를 취한 1인당 병의원 방문횟수를 종속변수로 한 회귀모형, 1989

독립변수	B	SE B	Beta	T	p-value
지 역	-.007	.032	-.003	-.233	.8154
성	.263	.045	.133	5.892	.0000
연 령	-.004	.002	-.041	-2.332	.0197
결혼상태(1)	.279	.042	.111	6.623	.0000
결혼상태(2)	.250	.081	.050	3.071	.0021
교육수준	.021	.005	.080	4.726	.0000
의료보장(1)	.329	.084	.067	3.905	.0001
의료보장(2)	.195	.058	.058	3.369	.0008
선호치료원	.091	.028	.042	3.242	.0012
생활수준	.006	.019	.005	.316	.7520
평소건강상태	-.204	.029	-.152	-7.113	.0000
주관적 건강상태	-.076	.027	-.058	-2.824	.0048
만성이환 여부	-.502	.038	-.208	-13.246	.0000
체 중	.010	.026	.005	.368	.7128
운 동	-.062	.033	-.026	-1.912	.0559
흡 연(1)	.247	.066	.058	3.743	.0002
흡 연(2)	-3.2E-04	.044	-1.6E-04	-.007	.9942
음 주	.051	.029	.025	1.752	.0798
숙 면	.044	.029	.019	1.481	.1386
규칙적 아침식사	-.064	.030	-.029	-2.126	.0335
건강보조제 복용	-.133	.026	-.067	-5.024	.0000
건강행위실천	-.162	.113	-.019	-1.424	.1544
(상 수)	1.271	.131		9.672	.0000

$$F_{22, 5176} = 50.218(p < 0.0001) \quad R = 0.422$$

표 4-21에 의하면 1989년 자료에서 개인속성 변수 중에서는 거주 지역과 생활수준만 유의하지 않고 모두 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 지불능력요인에 포함되는 모든 변수의 효과는 유의했고, 의료요구요인에

포함되는 모든 변수의 효과 역시 유의하다. 건강행위 중에는 운동, 과거 흡연, 건강보조제 복용, 규칙적인 아침식사가 유의한 설명변수로 나타났다. 모든 변수가 포함된 전체 모형의 설명력이 18%로 다른 의료이용 모형의 설명력과 유사하다.

연간 1인당 의사방문수에 가장 크게 영향을 주는 변수는 평소 건강상태(건강하지 않음), 성(여자), 결혼상태(유배우) 등이다. 건강행위의 실천이 의사방문수에 주는 효과는 적다. 건강보조제의 복용, 현흡연, 규칙적으로 아침식사를 안하는 경우에 의사방문수는 증가한다.

표 4-22. 로그를 취한 1인당 병의원 방문수를 종속변수로 한 회귀모형, 1992

독립변수	B	SE B	Beta	T	p-value
지 역	-.180	.054	-.062	-3.346	.0008
성	.148	.069	.064	2.142	.0323
연 령	-.007	.003	-.061	-2.374	.0177
결혼상태(1)	.453	.064	.161	7.105	.0000
결혼상태(2)	.367	.138	.056	2.652	.0080
교육수준	.020	.007	.065	2.806	.0051
의료보장(1)	.492	.173	.060	2.842	.0045
의료보장(2)	.420	.096	.092	4.365	.0000
선호치료원	.129	.044	.052	2.952	.0032
생활수준	.040	.030	.025	1.346	.1783
평소건강상태	-.152	.038	-.099	-3.955	.0001
주관적 건강상태	-.128	.037	-.084	-3.517	.0004
만성이환 여부	-.601	.054	-.230	-11.098	.0000
체 중	.081	.042	.034	1.932	.0535
운 동	-.061	.049	-.022	1.237	.2161
흡 연(1)	-.068	.101	-.014	-.674	.5004
흡 연(2)	-.152	.070	-.062	-2.168	.0302
음 주	-.049	.047	-.021	-1.033	.3016
숙 면	.003	.041	.001	.066	.9470
규칙적 아침식사	-.008	.048	-.003	-.177	.8598
건강보조제 복용	-.183	.042	-.079	-4.364	.0000
건강행위실천	.123	.176	.013	.695	.4872
(상 수)	1.626	.207		7.856	.0000

$$F_{22,2776} = 27.328(p < 0.0001) \quad R = 0.425$$

표 4-22는 1992년 자료에서 연간 병의원 방문횟수에 로그를 취한 값을 피설명변수로 한 다중선형회귀분석 결과를 제시하고 있다. 1989년과 달리 지역이 유의한 변수로 나타났고, 규칙적인 아침식사 여부가 유의하지 않은 변수로 나타났다. 전체적으로 1992년의 분석결과는 1989년과 유사하여 변수의 중요도에서 만성질환이 가장 중요한 변수가 되는 것은 1989년과 1992년에서 각각 동일하게 나타나지만, 1992년에는 결혼상태(유배우)가 두번째로 중요한 변수로 밝혀지고, 지역(시부거주) 변수의 효과가 커지고 있는 차이를 볼 수 있다. 전체 변수의 설명력 역시 1989년과 비슷하여 18%에 이른다.

3) 로지스틱回歸分析 結果

연간 병의원 방문여부를 종속변수로 한 로지스틱회귀분석 결과는 표 4-23과 표 4-24와 같다.

표 4-23에 의하면 1989년 자료에서 연간 병의원 방문여부를 피설명변수로 한 회귀분석 결과 주관적 건강상태가 유의수준 0.05에서 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않은 점을 제외하곤 표 4-21에 제시한 다중선형회귀분석 결과와 비슷하다. 개인별 특성 중에는 지역과 생활수준이 유의하지 않은 변수이고 건강행위를 나타내는 변수 중에는 규칙적 운동, 과거흡연, 건강보조제 복용, 규칙적인 아침식사가 유의한 변수로 밝혀졌다.

표 4-24에 의하면 1992년 자료에서 연간 병의원 방문여부에는 성, 연령, 생활수준, 주관적 건강상태를 제외한 개인속성변수가 유의한 것으로 나타났다. 건강행위로서는 음주, 건강보조제 복용이 유의한 변수로 나타났다.

이 결과 역시 표 4-22의 병의원 방문횟수를 종속변수로 한 다중선행회귀 분석 결과와 비슷하나 다중선행회귀분석에서 유의한 변수였던 성별, 연령, 주관적 건강상태, 체중, 현재 흡연이 유의하지 않은 것으로 나타났으며 유의하지 않은 변수였던 음주가 유의한 것으로 나타났다.

표 4-23. 병의원 방문여부를 종속변수로 한 로지스틱모형, 1989

독립변수	회귀계수	표준오차	T
지 역	-.016	.034	-.457
성	.305	.052	5.863
연 령	-.005	.002	-2.710
결혼상태(1)	.332	.051	6.494
결혼상태(2)	.288	.085	3.392
교육수준	.019	.005	3.563
의료보장(1)	.256	.092	2.775
의료보장(2)	.260	.069	3.747
선호치료원	.076	.033	2.321
생활수준	.007	.023	.286
평소건강상태	-.179	.034	-5.315
주관적 건강상태	-.050	.032	-1.595
만성이환 여부	-.288	.043	-6.620
체 중	-.000	.030	-.010
운 동	-.084	.039	-2.144
흡 연(1)	.163	.077	2.120
흡 연(2)	.035	.051	.694
음 주	-.013	.034	-.372
숙 면	.048	.035	1.377
규칙적 아침식사	-.073	.036	-2.038
건강보조제 복용	-.183	.031	-5.942
건강행위실천	-.097	.134	-.723
(상 수)	5.242	.154	33.954

$$\chi^2_{5101} = 5124.350 \quad (p = 0.406)$$

특히 우리가 관심을 가졌던 건강행위 중 건강보조제 복용이 가장 크게 영향을 주고 있다. 건강보조제를 복용하면 연간 병의원을 방문케 한다. 즉 건강보조제는 사전적 질병예방을 위한 건강행위 실천의 효과가 적다는 것이다.

표 4-24. 병의원 방문여부를 종속변수로 한 로지스틱모형, 1992

독립변수	회귀계수	표준오차	T
지 역	-.126	.048	-2.638
성	.123	.069	1.778
연 령	-.002	.003	-.819
결혼상태(1)	.386	.067	5.787
결혼상태(2)	.294	.123	2.387
교육수준	.033	.007	4.495
의료보장(1)	.291	.147	1.980
의료보장(2)	.224	.093	2.408
선호치료원	.133	.047	2.834
생활수준	.024	.032	.774
평소건강상태	-.122	.041	-3.010
주관적 건강상태	-.061	.038	-1.596
만성이환 여부	-.467	.059	-7.936
체 중	-.010	.043	-.220
운 동	-.104	.054	-1.936
흡 연(1)	-.001	.106	-.010
흡 연(2)	-.090	.070	-1.293
음 주	-.100	.049	-2.041
숙 면	.027	.043	.628
규칙적 아침식사	.053	.051	1.032
건강보조제 복용	-.196	.044	-4.485
건강행위실천	.135	.177	.761
(상 수)	5.427	.218	24.907

$$\chi^2_{2711} = 2734.791 \quad (p = 0.370)$$

한편 병의원 방문자 중 고도이용(21회 이상 방문) 여부에 대한 로지스틱 회귀분석 결과는 표 4-25, 표 4-26과 같다.

표 4-25. 병의원 고도이용 여부를 종속변수로 한 로지스틱회귀모형, 1989

독립변수	회귀계수	표준오차	T
지 역	-.094	.033	-2.825
성	-.077	.032	-2.406
연 령	-.004	.001	-2.734
결혼상태(1)	-.078	.063	-1.246
결혼상태(2)	-.051	.090	-.561
교육수준	-.022	.004	-5.843
의료보장(1)	.185	.106	1.736
의료보장(2)	.064	.099	.651
평소건강상태	-.347	.022	-15.649
만성이환 여부	-.652	.043	-15.297
선호치료원	.167	.031	5.390
생활수준	.048	.023	2.054
(상 수)	4.987	.120	41.601

$$\chi^2_{18263} = 18048.985(p = 0.869)$$

1989년에 병의원 고도이용에 가장 크게 영향을 주는 변수는 평소 건강상태와 만성이환 여부이다. 건강하지 않고 만성이환이면 병의원을 고도이용하는 경향이 있다. 다음에는 낮은 교육수준이 병의원 고도이용에 유의하게 영향을 준다. 지역, 성, 연령, 선호치료원, 생활수준 등도 유의한 변수이지만, 그 효과는 크지 않다. 그러므로 병의원 고도이용의 주요 결정요인은 건강상태와 만성이환 여부이며, 연간 병의원 방문여부를 결정하는 주요 변수의 효과와는 차이가 있다. 이 경우에 만성이환 여부가 가장 중요한 변수였지만 성, 결혼상태 등도 중요한 변수였다.

표 4-26은 1992년의 고도이용 여부에 대한 로지스틱회귀분석 결과를 제시하고 있다.

표 4-26. 병의원 고도이용 여부를 종속변수로 한 로지스틱회귀모형, 1992

독립변수	회귀계수	표준오차	T
지 역	.179	.045	3.990
성	.020	.045	.440
연 령	.001	.002	.307
결혼상태(1)	-.269	.088	-3.068
결혼상태(2)	-.337	.119	-2.823
교육수준	-.020	.005	-4.248
의료보장(1)	.424	.155	2.733
의료보장(2)	.199	.143	1.392
평소건강상태	-.335	.032	-10.474
만성이환 여부	-.667	.061	-10.870
선호치료원	.063	.042	1.487
생활수준	.028	.031	.930
(상 수)	4.530	.176	25.760

$$\chi^2_{11150} = 11188.370(p = 0.397)$$

1992년의 로지스틱회귀분석 결과도 1989년의 경우와 같이 만성이환 여부와 건강상태가 가장 크게 영향을 주는 변수이다. 다만 1989년의 분석결과와 비교하여 지역의 효과가 크게 부각되고 있다. 군부지역에 거주하면 고도이용케 하는 경향을 나타내며, 1989년에 유의했던 성, 연령, 선호치료원, 생활수준 등은 유의하지 않은 변수로 나타났다.

이와같은 병의원 고도이용의 분석을 통해 고도이용 여부의 결정요인은 의료요구요소인 건강상태와 만성이환이며, 다음으로 교육수준(낮은 교육수준) 및 지역(군부 거주)의 변수도 중요함을 알 수 있다.

4) 測定模型에 대한 要因係數와 多重相關自乘値(SMC)

다음은 LISREL에서 제공하는 앞에서 제시한 연구모형의 분석결과로서 이들 지수를 통해 모형의 이론적 타당성과 이론변수 및 측정변수 간의 관계를 살펴보고자 한다.

측정모형의 네개의 특징수 행렬(Lamda y, Lamda x, Theta epsilon, Theta delta)에서 측정치를 살펴보아, 이론변수를 측정하는데 측정변수가 적절히 선택되었는지 알 수 있다.

1989년 자료의 분석에서 이론변수인 개인속성은 나이, 교육정도, 거주지역으로 측정되어 세개의 측정변수를 가졌다. 이 측정변수에 대한 Lamda x 값을 보면 연령의 Lamda x값을 1로 고정했을 때 교육의 측정값이 $-.790(T = -19.363)$, 거주지역이 $.177(T = 7.957)$ 로 적절한 것으로 나타났다. 측정변수로서의 정당성을 더 객관적으로 알아보기 위해 다중상관가중치(Squared Multiple Correlation)를 살펴보면 연령, 교육수준, 거주지역의 SMC가 각각 $.601$, $.375$, $.019$ 로 어느정도 이들 측정변수의 변량 중 이론변수에 의해서 설명되어지는 부분을 나타낸다. 이들 측정모형의 결정계수는 $.680$ 으로 개인속성이라는 이론변수 분산의 약 68%가 이들 세 측정변수에 의해서 설명되고 있음을 나타낸다.

이론 측정변수에 대한 Lamda y값을 살펴보면 의료요구를 제외한 모든 이론변수가 각각 1개의 측정변수를 가지고 있어서 Lamda y값을 1로 고정하였다. 의료요구는 평소 건강상태, 주관적 건강상태, 만성이환 여부로 측정되어 세개의 측정변수를 갖는데 평소 건강상태의 Lamda y값을 1로 고정했을 때 주관적 건강상태의 측정값이 $.921(T = 62.610)$, 만성이환 여부가 $.646(T = 44.039)$ 로 이들 측정변수가 적절한 것으로 나타났다.

측정모델 중 이들 y변수 의료보험, 건강행위 실천, 평소 건강상태, 주관적 건강상태, 만성이환 여부, 연간 병의원 방문수에 대한 SMC는 각각 .999, .999, .839, .711, .350, .999이며, y변수들 전체로 이루어지는 측정모델의 결정계수는 1.000으로 좋은 측정모형인 것으로 나타났다.

1992년 자료의 분석에서 측정변수에 대한 연령의 Lamda x값을 1로 고정했을 때 교육의 측정값이 -1.223($T=-20.282$), 거주지역이 .523($T=14.838$)으로 적절한 것으로 나타났다. 측정변수로서의 정당성을 더 객관적으로 알아보기 위해 다중상관가중치(Squared Multiple Correlation)를 살펴보면 연령, 교육수준, 거주지역의 SMC가 각각 .429, .643, .117로 이들 측정변수의 변량 중 이론변수에 의해서 설명되어지는 부분을 나타낸다. 이들 측정모형의 결정계수는 .729로 개인속성이라는 이론변수 분산의 약 73%가 이들 세 측정변수에 의해서 설명되고 있음을 나타낸다.

이론 측정변수에 대한 Lamda y값을 살펴보면 의료요구를 제외한 모든 이론변수가 각각 1개의 측정변수를 가지고 있어서 Lamda y값을 1로 고정하였다. 의료요구는 평소 건강상태, 주관적 건강상태, 만성이환 여부로 측정되어 세개의 측정변수를 갖는데 평소 건강상태의 Lamda y값을 1로 고정했을 때 주관적 건강상태의 측정값이 .898($T=35.124$), 만성이환 여부가 .684($T=28.622$)로 이들 측정변수가 적절한 것으로 나타났다.

측정모델 중 이들 y변수 의료보험, 건강행위 실천, 평소 건강상태, 주관적 건강상태, 만성이환 여부, 연간 병의원 방문수에 대한 SMC는 각각 .999, .999, .729, .588, .341, .999이며, y변수들 전체로 이루어지는 측정모델의 결정계수는 1.000으로 좋은 측정모형인 것으로 나타났다.

5) 理論모델에 대한 要因係數와 多重相關自乘值(SMC)

표 4-27은 1989년 자료의 이론모델에 있어서 내생변수의 요인계수의 추정치와 방향을 제시하고 있다.

표 4-27. 가설적 모형의 계수추정, 1989

To	From	Gamma/Beta	t-value	SMC	PSI
능력변수	개인속성	.120	5.449	.009	.990
건강행위	개인속성	.060	2.770	.002	.997
의료요구	개인속성	-.478	-17.707	.164	.701
	능력변수	.025	1.900		
	건강행위	-.024	-1.852		
의료이용	개인속성	-.040	-1.710	.122	.877
	능력변수	.060	4.591		
	의료요구	-.401	-22.535		

Total coefficient of determination = .172

이론모델의 능력변수에 대한 개인속성의 영향을 살펴보면 .120으로 양의 유의한 직접효과를 보였다. 건강행위에 대한 개인속성의 영향은 .060으로 양의 유의한 직접효과를 보였다. 의료요구에 대한 개인속성의 영향은 -.478로 음의 유의한 직접효과를 보였고 능력변수의 영향은 .025로 양의 직접효과를 보였고 건강행위의 영향은 -.024으로 음의 직접효과를 나타냈다. 의료이용에 대한 개인속성의 영향은 -.040으로 음의 직접효과를 보이며 능력변수와 의료요구의 영향은 .060, -.401로 전자는 양의 유의한 직접효과를 후자는 음의 유의한 직접효과를 보였다.

연구모형의 이론변수들의 결정계수는 .172로 나타났다.

표 4-28은 1992년 자료의 이론모델에 있어서 내생변수의 요인계수의 추정치와 방향을 제시하고 있다.

표 4-28. 가설적 모형의 계수추정, 1992

To	From	Gamma/Beta	t-value	SMC	PSI
능력변수				.000	.997
	개인속성	.011	.336		
건강행위				.002	.997
	개인속성	.063	1.865		
의료요구				.233	.556
	개인속성	-.625	-17.927		
	능력변수	-.007	-.399		
	건강행위	-.034	-2.053		
의료이용				.133	.844
	개인속성	-.168	-4.259		
	능력변수	.096	5.349		
	의료요구	-.458	-15.418		

Total coefficient of determination = .240

이론모델의 능력변수에 대한 개인속성의 영향을 살펴보면 .011로 양의 직접효과를 보였다. 건강행위에 대한 개인속성의 영향은 .063으로 양의 직접효과를 보였다. 의료요구에 대한 개인속성의 영향은 -.625로 음의 유의한 직접효과를 보였고 능력변수의 영향은 -.007로 음의 직접효과를 보였고 건강행위의 영향은 -.034로 음의 유의한 직접효과를 나타냈다. 의료이용에 대한 개인속성의 영향은 -.168로 음의 유의한 직접효과를 보이며 능력변수와 의료요구의 영향은 .096, -.458로 전자는 양의 유의한 직접효과를, 후자는 음의 유의한 직접효과를 보였다.

연구모형의 이론변수들의 결정계수는 .240으로 나타났다.

6) 全般的 指數

1989년 자료에서 본 연구의 모형에 대한 LISREL에서 제공하는 전반적 부합치는 다음과 같다.

Chi-square with 22 degrees of freedom = 763.15($p < .001$)

Goodness of fit index = .971

Adjusted goodness of fit index = .940

따라서 본 연구의 모형은 자료에 잘맞는 모형이며 자료의 변량, 공변량을 잘 설명하는 것으로 나타났다.

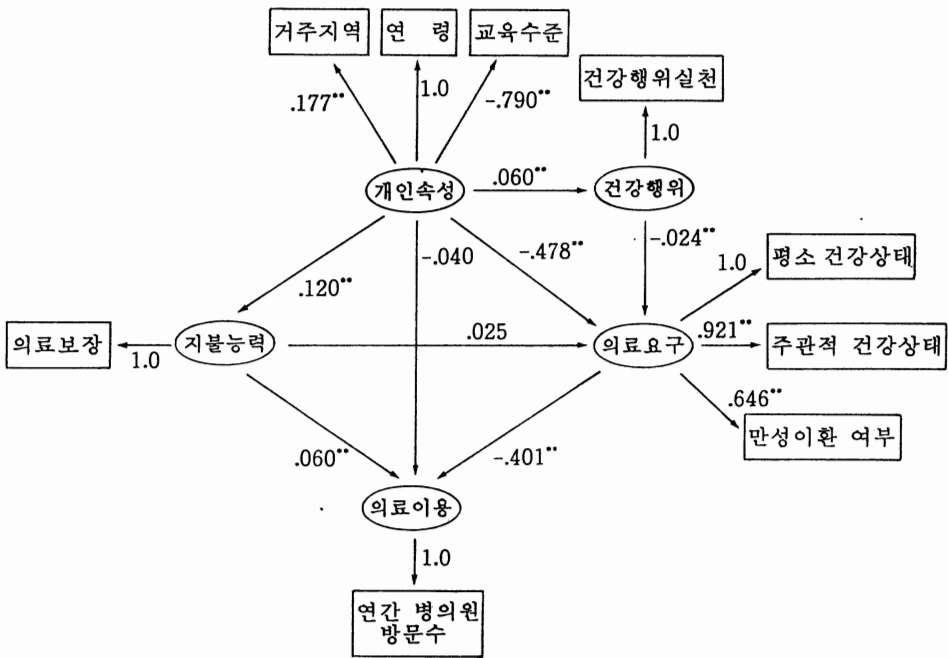
다음으로 모형에 나타난 이론변수 간의 간접효과를 살펴보면 표 4-29와 같다.

표 4-29. 모형의 직접, 간접, 전체 효과, 1989

Latent Variable		Direct	Indirect	Total
To	From			
능력변수	개인속성	.120	-	.120
건강행위	개인속성	.060	-	.060
의료요구	개인속성	-.478	.002	-.476
	능력변수	.025	-	.025
	건강행위	-.024	-	-.024
의료이용	개인속성	-.040	.198	.158
	능력변수	.060	-.010	.050
	건강행위	-	.010	.010
	의료요구	-.401	-	-.401

개인속성이 의료요구에 미치는 간접효과는 .002이고 의료이용에 미치는 간접효과는 .198인 것으로 나타났다. 능력변수가 의료이용에 미치는 간접효과는 -.010으로 나타났다. 건강행위가 의료이용에 미치는 간접효과는 .010으로 나타났다.

공변량구조분석 결과를 그림으로 나타내면 그림 4-4와 같다.



* $p < .05$ ** $p < .001$

그림 4-4. 공변량구조분석 결과, 1989

1992년 자료에서 본 연구의 모형에 대한 LISREL에서 제공하는 전반적 부합치는 다음과 같다.

Chi-square with 22 degrees of freedom = 254.89($p < .001$)

Goodness of fit index = .980

Adjusted goodness of fit index = .954

따라서 본 연구의 모형은 자료에 잘맞는 모형이며 자료의 변량, 공변량을 잘 설명하는 것으로 나타났다.

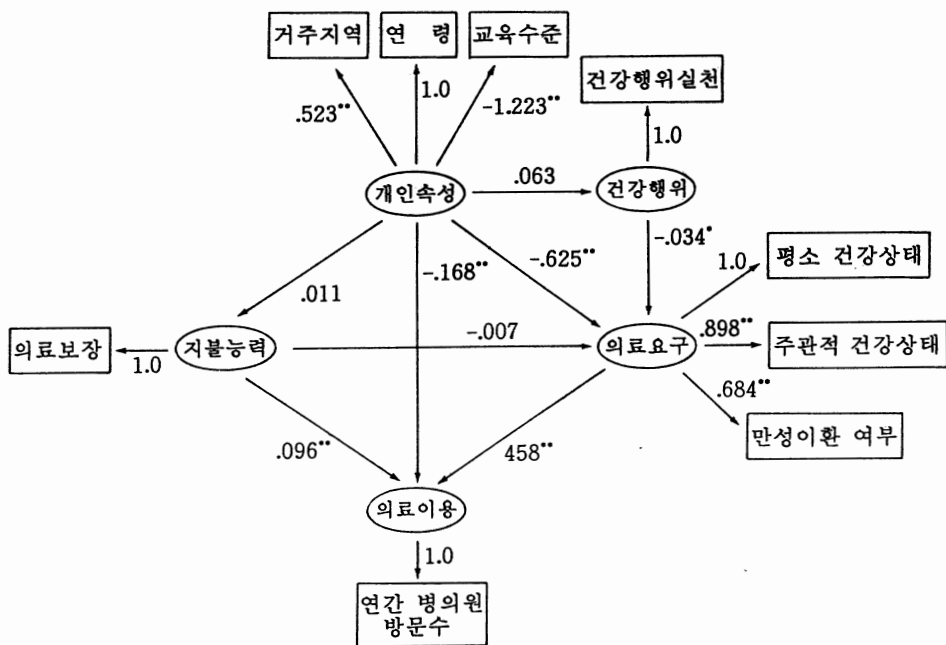
다음으로 모형에 나타난 이론변수 간의 간접효과를 살펴보면 표 4-30과 같다.

표 4-30. 모형의 직접, 간접, 전체 효과, 1992

Latent Variable		Direct	Indirect	Total
To	From			
능력변수	개인속성	.011	-	-.011
건강행위	개인속성	.063	-	.063
의료요구	개인속성	-.625	-.002	-.627
	능력변수	-.007	-	-.007
	건강행위	-.034	-	-.034
의료이용	개인속성	-.168	.286	.118
	능력변수	.096	.003	.099
	건강행위	-	.016	.016
	의료요구	-.458	-	-.458

개인속성이 의료요구에 미치는 간접효과는 -.002이고 의료이용에 미치는 간접효과는 .286인 것으로 나타났다. 능력변수가 의료이용에 미치는 간접효과는 .003으로 나타났다. 건강행위가 의료이용에 미치는 간접효과는 .016으로 나타났다.

공변량구조분석 결과를 그림으로 나타내면 그림 4-5와 같다.



* $p < .05$ ** $p < .001$

그림 4-5. 공변량구조분석 결과, 1992

라. 要 約

지금까지 행해진 의료이용에 관련된 여러 연구에서 분석단위를 가족으로 하거나 개인으로 하였는데 분석단위와 상관없이 가구나 개인속성요소, 서비스 획득능력요소, 의료요구요소 등이 의료이용에 영향을 미치는 변수로 판명되었다. 본 연구에서는 건강행위 요소를 추가하여 지금까지

의료이용분석에 사용되어 온 Andersen 의료이용모형을 수정하여 분석에 사용하였다.

연간 병의원 방문수를 종속변수로 한 회귀분석에서 1989년과 1992년 모두에서 의료요구요인의 측정변수 중 하나인 만성질환 여부와 평소 건강상태, 주관적 건강상태가 유의한 설명변수로 나타났으며, 개인속성요인의 측정변수인 성별, 연령, 결혼상태, 교육수준 등이 유의한 설명변수로 나타났으며 지불능력요인의 측정변수인 의료보장, 선호치료원 유무가 유의한 설명변수로 나타났고 건강행위에서는 흡연, 건강보조제 복용이 유의한 설명변수로 나타났다.

병의원 방문여부를 종속변수로 한 로지스틱회귀분석에서는 1989년과 1992년 모두에서 의료요구요인의 측정변수인 평소 건강상태, 만성질환 여부가 유의한 설명변수이고 개인속성요인 중 결혼상태, 교육수준이 유의한 설명변수로, 건강행위 중에서는 건강보조제 복용이 유의한 설명변수로 나타났다.

병의원 고도이용 여부에 대한 로지스틱회귀분석 결과는 병의원 방문여부의 주요 결정요인인 만성질환 여부와 건강상태였다. 다만 1992년에 거주지역이 중요한 변수로 밝혀졌다.

공변량구조분석에서는 의료이용에 의료요구요인이 가장 큰 영향을 미치며 다음으로 개인속성요인이 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다음으로 지불능력요인이, 마지막으로 건강행위가 영향을 미치는 것으로 나타났다.

본 연구에서 의료요구요소가 의료이용을 설명하는 가장 유의한 변수로 나타났는데 이는 Flykesnes(1993)의 연구와 일치한다. 또한 건강행위가

의료이용에 미치는 영향은 건강행위에 따라 다르게 나타났는데 이는 Lubben 등(1989)의 연구결과와 비슷하다. 또한 여러 연구(Hayward et al., 1991; Luft et al., 1976; Leave et al., 1979)에서 상용치료원이 의료이용에 영향을 미치는 유의한 변수로 밝혀졌는데 본 연구에서 이러한 결과가 입증되었다.

이와같은 연간 병원 방문수, 연간 병원 방문여부, 그리고 병원 고도이용 여부 등의 결정요인은 의료요구요소인 만성질환과 건강상태였음이 밝혀지고 있다. 이환수준 및 만성질환이 감소하지 않는 한 병원 이용률은 감소하지 않음을 알 수 있다.

참 고 문 헌

- 김영임, 농어촌 벽지가족의 의료이용 변화양상과 관련요인 분석, 박사 학위논문, 서울대학교, 1990.
- Andersen, R., A behavioral model of families' use of health services, Center for Health Administration Studies, University of Chicago, 1968.
- Andersen, R., Aday, L., Access to medical care in the U.S.: realized and potential, *Medical Care*, 16(7): 533, 1978.
- Cameron, L., Leventhal, E.A., Leventhal, H., Symptom representations and affect as determinants of care seeking in a community - dwelling, adult sample population, *Health Psychology*, May, 12(3): 171-179, 1993.
- Fylkesnes, K., Determinants of health care utilization: visits and referrals, *Scandinavian Journal of Social Medicine*, March, 21(1): 40-50, 1993.
- Hayward, R.A., et al., Regular Source of Ambulatory Care and Access to Health Services. *American Journal of Public Health*, 81(4): 434-438, April, 1991.
- Jajich, C.L., Ostfeld, A.M., Freeman, D.H., Smoking and coronary heart disease mortality in the elderly, *Journal of American Medical Association*, 252: 2831-2834, 1984.
- Johnson, R.J., Wolinsky F.D., The structure of Health Status among older adults: Disease, Disability, Functional limitation, and Perceived Health, *Journal of Health and Social Behavior*, 34(June): 105-121, 1993.
- Kaplan, G.A., Seeman, T.E., Cohen, R.D., Knudsen, L.P., Guralnik, J., Mortality among the elderly in the Alameda County study: behavioral and demographic risk factors, *American Journal of Public Health*, 77: 307-312, 1987.
- Kuder, J.M., Levitz, G.S., Visits to the physician: an evaluation of the usual-source effect, *Health Service Research*, December, 20(5), 1985.
- Leavey, J.R., et al., Characteristics of individuals who identify a regular source of medical care, *American Journal of Public Health*, March, 69(3): 261, 1979.

Lubben, J.E., Weiler, P.G., Chi, I., Health Practices of the Elderly Poor, American Journal of Public Health, June, 79(6): 731-733, 1989.

Luft, H.S., Hershey, J.C., Morrell, J., Factors affecting the use of physician services in a rural community, American Journal of Public Health, September, 66(9): 865, 1976.

Mechanic D., Medical sociology, 2nd ed. New York: Free Press, 1978.

Tanner, J.L., Cockerham, W.C., Spaeth, J.L., Predicting Physician Utilization, Medical Care, March, 11(3): 360-369, 1983.

Wingard, D.L., Berkman, L.F., Brand, R.J., A multivariate analysis of health related practices: A nine-year mortality follow-up of the Alameda County Study, American Journal of Epidemiology, 116: 765-775, 1982.

4. 영유아의 醫師訪問數 決定要因 分析

가. 先行研究

1989년과 1992년 국민건강조사에 의하면 인구 전체의 병의원 방문 횟수가 각각 6.11회와 8.36회로 약 37% 증가한 것으로 조사되었다(송건용 외, 1990; 송건용 외, 1993). 특히 0-4세 어린이 그룹에서의 의료이용은 다른 연령그룹보다 높고 급격히 증가하고 있다. 1989년과 1992년 국민건강조사에 의하면 0-4세 어린이의 1년간 평균 병의원 방문횟수는 각각 21회와 30회로 약 43%가 증가한 것으로 조사되었다. 이러한 의료이용 수준은 다른 선진국의 의료이용 수준을 능가한 것으로 미국의 0-4세 영유아 그룹의 연간 1인당 의사 방문횟수가 6.9회(U.S. National Center for Health Statistics, 1991)인데 비해 1989년의 경우 3배, 1992년의 경우 4배 이상 높다.

또한 우리나라의 0-4세 영유아 그룹에서 의료이용 수준이 높을 뿐만 아니라 의료충족률도 높다. 1992년 전체 의료요구자 중 의료충족률은 93%인 반면 0-4세 영유아 그룹의 의료충족률이 99%로 나타났다.

의료이용 행위를 설명하는 대부분의 이론들이 모든 연령층을 대상으로 하여 발달되어 있기 때문에 영유아의 의료이용 행위설명에 적합치 않다는 의견이 나오고 있다. 그래서 최근에는 아동의 의료이용을 설명하기 위한 새로운 변수를 찾고 기존의 변수는 새롭게 서술하기 위한 시도가 이루어지고 있다.

이러한 시도의 하나로 아동의 의료이용을 설명하는 모델에 부모의 특성 변수를 포함하기 시작했다. 아동은 스스로 자신에게 의료이용이 필요하다

고 결정하지 못하고 특히 엄마가 아동의 주요 보호자이기 때문에 엄마의 특성에 연구자들이 관심을 갖기 시작하였다(Becker et al., 1977).

아동이 엄마의 의료추구 행위를 따를 것이라는 것은 Lewis와 그의 동료들(1977)에 의해 처음으로 제시되었다. 이들의 연구에 의하면 학교 간호사에게 마음대로 찾아갈 수 있도록 허용한 UCLA국민학교 아동들이 의료추구 면에서 그들의 엄마와 비슷한 유형으로 행동하는 것으로 나타났다. 즉 엄마가 고도(저도) 이용자인 경우 그들의 아동도 고도(저도) 이용자가 되는 경향을 보였다. 이러한 양상은 아동이 그들의 건강추구 행위를 모방(copy-cat fashion)을 통해 학습한다는 것을 보여준다. 모든 연구대상 학생이 학교 간호사를 찾지는 않았으나 이용 아동들이 엄마의 의료이용을 모방함은 확실했고 이러한 모방행위가 청소년기와 성인기에도 지속될지는 의문이다.

Tessler와 Mechanic(1978)은 선지불 의료제도(prepaid medical plan)자 336명의 아동을 대상으로 의료이용 양상을 연구하였는데 연구결과에 의하면 나이와 건강수준이 의료이용의 가장 중요한 예측인자이기는 하나, 엄마의 행동적 특성과 태도적 특성도 역시 중요한 인자로 나타났다. 엄마의 신경성 점수(neurotic score)가 높고 예방의료를 중요시하여 과거에 예방의료를 많이 이용한 경우, 그 아동도 의료이용을 많이 하는 단순상관관계가 엄마와 아동 간에 존재하였다.

Tessler와 Mechanic의 연구와 비슷한 인구집단을 대상으로 Wolfe(1980)가 뉴욕에 있는 Monroe county의 인구집단에서 추출한 1%의 표본인 1-17세 사이의 아동 1,107명의 의료이용 양상을 분석하였다. Wolfe는 이 연구에서 의료의 이용/비이용의 예측, 이용횟수의 예측을 위한 두 가지 회귀방정식을 제시하였다. 그 결과 가족 수, 소득, 연령, 의료요구요인들이 의료

이용의 예측에 중요한 변수로 밝혀졌다. Wolfe는 엄마의 의료이용을 직접적으로 측정하지는 않았으나 부모의 의료이용이라는 변수를 포함하였다. 부모의 의료이용 변수가 이용/비이용을 종속변수로 한 회귀식에서는 중요하게 작용하지 않았고, 아동의 의료이용 횟수를 종속변수로 한 회귀분석에서는 다른 변수들과 마찬가지로 중요한 예측인자로 밝혀졌다.

이 외에도 아동의 의료이용에 관한 엄마의 역할을 알아 본 연구를 살펴 보면 Becker와 그의 동료들(1977)은 의료이용의 추구성이 강한 엄마들이 예방의료의 이용률이 높은 반면 아이가 질병에 걸려서 의료기관에 오는 경우는 아주 적었다고 한다. Levy(1980)의 연구에서는 자신들의 아동이 매우 약하다고 생각하는 부모는 응급실에 더 자주 방문하는 경향을 보였다. 이러한 연구들은 엄마의 신념과 인식이 아동의 의료이용에 영향을 미치는 결정요소임을 분명하게 보여 준다.

Newacheck과 Halfon(1986)은 국민건강조사에서 3만명의 아동의 자료를 이용하여 엄마와 아동의 외래이용 실태를 비교하였다. 일년 동안의 의사방문 여부 뿐만아니라 일년 동안의 의료이용 횟수를 측정했는데 결과는 엄마의 의료이용이라는 독립변수가 다른 가족들이나 엄마의 다른 변수보다도 더 유의한 아동의 의료이용 예측인자임을 보여주었다. 이 결과는 이전에 실시되었던 지역사회 집단 대상의 연구를 지지하는 것으로 엄마를 대상으로 한 중재가 아동의 외래이용이 공평하고도 효율적이 되게 하는데 아주 효과적일 것임을 암시한다.

송건용 외 2인(1991)은 우리나라 영유아의 의료이용을 살펴 보았는데, 1989년도 영유아 1인당 의사방문횟수가 21.2회로서 미국과 비교하고, 다른 연령과 비교해 보아도, 상대적으로 너무 높은 것으로 나타났다. 이들 연구에 의하면 영유아의 의료이용 수준에 영향을 주는 유의한 변수로서 의료요구와 획득능력, 가족 수와 생활수준을 들 수 있다.

1981년 한 해동안 미국의 17세 이하의 아동은 의사를 1인당 일년 평균 4.4회 방문하였고 전체 방문은 대략 2억 5천번이었다. 그러나 전체 아동의 25%는 1981년 한 해동안 한번도 의사를 방문하지 않았으며 의료이용 아동의 상위 10% 정도가 전체 총 방문횟수의 절반 가량을 차지했다.

지금까지의 문헌고찰을 정리해 보면 많은 연구자들이 이렇게 의료이용 횟수가 아동 간에 많은 차이가 있는 이유를 설명하기 위해 노력했고 다양한 건강수준을 포함하는 의료요구 요소가 인구학적 변수(예: 나이, 인종, 성)와 함께 의료이용을 설명하는 가장 유력한 변수라고 보았다. 그리고 의료 획득능력 요소와 의료이용의 방해요소도 의료이용을 설명해 주는 변수로 나타났다. 그러나 이런 모든 요소들이 의료이용 정도를 설명하는데 도움이 되기는 하나 단지 적은 일부분일 뿐이다.

최근에는 아동의 의료이용 설명을 위한 새로운 변수로서 엄마의 의료이용 양상이 이용되고 있으며 엄마의 의료이용, 의료이용에 관한 엄마의 신념과 태도에 관한 것들이 아동의 의료이용 여부를 예측케 한다. 엄마의 평소 행동, 교육, 가족의 소득, 가족의 구조, 가족의 크기 등도 중요한 예측인자이며, 엄마의 의료이용 하나만을 다루어서는 안된다고는 하나 엄마의 의료이용 양상이 아동에게 가장 큰 영향을 주는 예측인자임은 확실하다.

전국민의료보험실시로 인한 의료에 대한 접근도 향상과 이로 인한 의료이용의 증가는 결국 국민의료비 상승이라는 큰 보건의료 문제로 대두되고 있다. 따라서 이러한 어린이 의료이용에 영향을 미치는 요인을 알아낼 수 있다면 이들 요인에 대한 집중적인 중재를 통해 의료이용 수준을 낮추고 궁극적으로 국민의료비의 상승을 억제하는 데 기여할 수 있을 것이다. 따라서 본 연구에서는 어린이 의료이용에 영향을 미치는 요인을 찾아내고자 한다.

나. 研究方法

1) 分析模型 및 分析方法

분석모형은 앞에서 기술한 의사방문수의 결정요인 분석에 사용되
었던 Andersen모형이 이용되었다. 이 분석모형에 들어가는 변수선정과 변
수의 특성을 파악하기 위하여 먼저 영유아의 병의원 방문횟수와 이에 영향
을 미칠 수 있는 가능한 변수와의 관계를 각 변수별로 영유아의 병의원 방
문횟수의 평균, 표준편차 등이 기술통계로 분석되었다. 같은 가구내에서
특히 연구에서 관심을 가지고 있는 엄마의 병의원 방문수준과 0-4세 영유
아의 병의원 방문수준 간의 상관관계는 순위상관계수 Kendall의 Tau로 살
펴 보았다. 다음으로 엄마의 병의원 방문수준이 영유아의 병의원 방문수
준에 미치는 영향이 영유아의 건강상태에 따라 어떻게 달라지는지 알아 보
기 위해 영유아의 건강상태와 엄마의 병의원 방문횟수별 영유아의 병의원
방문횟수를 일원분산분석으로 살펴 보았다. 마지막으로 의료이용 여부와
의료이용량에 영향을 미치는 변수를 알아보기 위해 종속변수를 영유아의
병의원 방문횟수로 하고, 독립변수를 가구 특성변수, 영유아의 특성변수,
엄마의 특성변수로 한 다중선형회귀분석을 하고 의료이용 여부와 영유아의
병의원 방문 여부와 가구 특성변수, 영유아의 특성변수, 엄마의 특성변수
간의 로지스틱회귀분석을 하였다.

이들 다중선형회귀모형과 로지스틱회귀분석을 통해 어린이의 병의원 방
문횟수가 단지 엄마의 병의원 방문횟수가 가족이나 엄마의 특성을 나타내
는 대리변수인지 알아 보기 위해 엄마와 가족의 특성을 나타내는 변수를
제외한 모형과 엄마와 가족의 특성을 나타내는 다른 변수를 포함한 모형을
분석하여 이들 두 모형에서 엄마의 병의원 방문횟수의 회귀계수를 비교하
고자 한다. 만약 엄마의 의료이용의 효과가 엄마와 가족의 다른 특성변수

와 독립적이라면 두 모형에서 회귀계수가 변하지 않을 것이다. 그러나 엄마의 의료이용 수준이 단지 엄마와 가족의 다른 특성변수의 대리변수라면 엄마의 병원 방문횟수 회귀계수가 줄어든 것이다.

2) 資料 및 變數

1989년과 1992년 국민건강조사의 의료이용조사 부분에서 0-4세 영유아와 엄마가 같이 있는 3,002가구와 1,623가구를 대상으로 하였다. 분석에는 가구의 특성변수인 지역, 가구원수, 생활수준, 의료보장 종류를 포함하고, 엄마의 특성변수로 교육수준, 평소 건강상태, 병원 방문횟수를 포함하고 영유아의 특성변수로 성, 연령, 평소 건강상태, 만성질환 여부를 포함하였다.

1989년과 1992년에 조사한 변수 중 병원 방문횟수를 제외한 모든 변수의 정의는 표 4-18과 같다. 정의를 달리한 병원 방문횟수는 1989년에는 조사대상자 1인이 1년간 병원을 방문한 실수로 조사하였으나, 1992년에는 병원 방문횟수를 0회, 1회, 2-20회, 21회 이상으로 구분하여 조사하였다. 분석에서 1992년의 병원 방문횟수를 2-20회의 경우 11회로, 21회 이상은 21회로 변형하여 사용하였다.

다. 分析結果

1) 記述分析結果

분석에 사용된 변수별 영유아의 병원 방문횟수를 살펴 보면 표 4-31과 표 4-32와 같다.

표 4-31. 독립변수별 영유아의 병의원 방문횟수, 1989

독립변수	N	평 균	표준편차
<가구의 특성>			
지역			
시 부	2,317	8.5329	12.3823
군 부	685	7.6869	13.9681
의료보장			
없 음	107	5.8710	8.2261
보 험	2,836	8.4711	12.9113
보호/부조	59	6.5310	11.9667
생활수준			
하	586	6.8167	11.3574
중	1,695	8.5801	12.8267
상	721	9.0132	13.5907
가구원 수(명)			
-2	9	7.1943	6.2599
3-4	2,142	8.6041	12.4350
5+	851	7.6863	13.5899
<영유아의 특성>			
성별			
남	1,632	8.6541	13.4984
여	1,370	7.9656	11.8243
연령(세)			
0	572	6.9122	10.9575
1	635	11.6800	15.0843
2	563	8.8608	13.7540
3	607	7.6154	12.0299
4	625	6.4911	10.6898

표 4-31. 독립변수별 영유아의 병의원 방문횟수, 1989 (계 속)

독립변수	N	평 균	표준편차
<영유아의 특성>			
평소 건강상태			
건강하지 않음	149	25.6819	26.9351
보통임	475	11.6764	16.2447
건강함	2,378	6.5855	9.1481
만성이환 여부			
없음	2,967	8.1271	12.2511
있음	35	26.2954	30.7635
<엄마의 특성>			
연령(세)			
-29	1,962	8.4927	12.9785
30-39	1,007	8.1279	12.4884
40+	28	5.5283	5.8561
교육수준			
무학	12	2.8164	3.5157
국졸	216	5.9053	11.9405
중·고졸	2,418	8.2196	12.1149
대졸	352	10.7412	16.7010
평소 건강상태			
건강하지 않음	225	9.9025	13.9753
보통임	620	10.6659	16.1666
건강함	2,157	7.5084	11.3556
연간 병의원 방문횟수(회)			
0	1,250	6.3199	10.9239
1	397	7.6165	13.2281
2-20	1,295	10.0928	13.2804
21+	60	17.3615	21.8510

표 4-32. 독립변수별 영유아의 병의원 방문횟수, 1992

독립변수	N	평 균	표준편차
<가구의 특성>			
지역			
시 부	1,368	9.3573	4.9394
군 부	255	8.6146	5.6186
의료보장			
없 음	53	6.5793	5.3528
보 험	1,560	9.3385	5.0085
보호/부조	10	8.1381	7.2862
생활수준			
하	366	8.7723	5.1808
중	984	9.5099	4.9555
상	271	8.9524	5.1737
가구원 수(명)			
-2	4	7.3161	6.1007
3-4	1,187	9.5869	4.9127
5+	433	8.3066	5.3253
<영유아의 특성>			
성			
남	814	9.1695	5.1282
여	809	9.3121	4.9876
연령(세)			
0	362	8.9093	5.2183
1	349	10.5330	4.6368
2	327	9.4290	4.8890
3	286	8.8610	5.0872
4	299	8.2907	5.2018

표 4-32. 독립변수별 영유아의 병의원 방문횟수, 1992 (계 속)

독립변수	N	평 균	표준편차
<영유아의 특성>			
평소 건강상태			
건강하지 않음	72	11.6784	5.9527
보 통 임	220	9.5893	5.0228
건 강 함	1,327	9.0644	4.9694
만성이환 여부			
없 음	1,580	9.1634	5.0302
있 음	43	12.0485	5.3082
<엄마의 특성>			
연령(세)			
-29	907	9.5474	5.0329
30-39	701	8.8867	5.0595
40+	15	7.4955	5.2176
교육수준			
무 학	5	2.2726	4.8161
국 졸	66	8.0228	5.4283
중·고졸	1,271	9.2398	5.1388
대졸	280	9.6991	4.4146
평소 건강상태			
건강하지 않음	112	9.4190	5.3299
보 통 임	333	9.8499	4.8136
건 강 함	1,174	9.0671	5.0809
연간 병의원 방문횟수(회)			
0	631	8.1798	5.4500
1	206	8.9467	4.9320
2-20	764	10.1506	4.5362
21+	23	10.7613	5.6731

2) 엄마와 영유아의 病醫院訪問數間 關係

분석에 포함하려는 변수 중 영유아의 병의원 방문횟수와 엄마의 병의원 방문횟수는 오른쪽으로 기운 분포를 하여 추가분석에서는 원래의 변수에 Log를 취하여 변수를 변형한 후 사용하였다.

엄마와 영유아의 병의원 방문수준 간의 관계를 표로 정리하면 표 4-33과 표 4-34와 같다. 순위척도로 측정된 두 변수 간의 상관관계를 알아 보기 위해 순위상관계수인 Kendall's Tau C를 구한 결과 유의한 것으로 나타났다($\tau=0.129$, $p<0.0001$, $\tau=0.115$, $p<0.0001$). 따라서 엄마의 병의원 방문수준이 높을수록 어린이의 병의원 방문수준이 높아진다.

표 4-33. 엄마와 영유아의 병의원 방문수준 간의 관계, 1989

엄마의 병의원 방문횟수	영유아의 병의원 방문횟수				
	계	없음	1회	2-20회	21회 이상
계	3,002	539	174	2,087	203
없음	1,250	314	87	798	51
1회	397	68	32	265	32
2-20회	1,295	150	53	984	108
21회 이상	60	7	1	40	12

KENDALL'S TAU C = 0.129

$p<.0001$

표 4-34. 엄마와 영유아의 병의원 방문수준 간의 관계, 1992

엄마의 병의원 방문횟수	영유아의 병의원 방문횟수				
	계	없음	1회	2-20회	21회 이상
계	1,623	255	81	1,211	76
없음	631	144	42	424	22
1회	206	32	14	154	6
2-20회	764	76	26	617	45
21회 이상	23	3	-	16	3

KENDALL'S TAU C = 0.115

$p<.0001$

다음으로 영유아의 건강상태와 엄마의 병의원 방문횟수별 영유아의 병의원 방문횟수를 정리하면 표 4-35와 표 4-36과 같다.

표 4-35. 영유아의 건강상태와 엄마의 병의원 방문횟수별 영유아의 병의원 방문횟수, 1989

영유아의 건강상태/방문횟수(N)	엄마의 병의원 방문횟수	영유아의 평균 방문횟수(N)	
건강하지/25.68 (149) 않음	없음	21.82 (51)	F: 1.190 p: 0.131
	1회	32.79 (14)	
	2-20회	25.13 (76)	
	21회 이상	43.88 (8)	
보통임 / 11.68 (475)	없음	9.04 (170)	F: 2.387 p: 0.068
	1회	13.05 (71)	
	2-20회	13.14 (231)	
	21회 이상	16.55 (2)	
건강함 / 6.59(2,378)	없음	5.10(1,029)	F: 31.637 p: 0.000
	1회	5.27 (312)	
	2-20회	8.22 (988)	
	21회 이상	13.22 (50)	
전체 평균: 8.34(N=3,002) F=199.664 p=0.000			

표 4-36에 의하면 전체 조사대상 영유아의 평균 병의원 방문횟수는 9.25회이며 영유아의 건강상태에 따라 평균 병의원 방문횟수가 통계적으로 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다($F=9.864$, $p<.001$).

영유아의 건강상태별로 평균 방문횟수를 살펴보면 건강하지 않은 영유아 그룹의 평균 방문횟수는 11.68회, 건강이 보통인 영유아 그룹의 평균 방문횟수는 9.59회, 건강한 영유아 그룹의 평균 방문횟수는 9.06회다.

다음으로 엄마의 병원 방문횟수가 영유아의 병원 방문횟수에 어떤 영향을 미치는지 알아보기 위해 영유아의 건강상태가 같은 그룹내에서 엄마의 병원 방문수준에 따라 영유아의 병원 방문횟수가 어떻게 달라지는지 살펴보았다. 그 결과 건강하지 않은 그룹과 건강한 영유아 그룹에서 엄마의 병원 방문수준에 따른 영유아의 병원 방문횟수가 통계적으로 유의하게 다른 것으로 나타났다($F=3.2$, $p=0.029$; $F=14.88$, $p<0.001$). 건강상태가 보통인 영유아 그룹에서는 통계적으로 유의하지는 않으나 유의한 경향이 있는 것으로 나타났다($F=2.482$, $p=0.062$). 흥미있는 것은 건강한 영유아 그룹에서 엄마의 병원 방문수준이 영유아 병원 방문횟수에 가장 크게 영향을 미치고 있다는 점이다. 결론적으로 영유아의 건강상태가 같음에도 불구하고 엄마의 의료이용 수준에 따라 영유아의 병원 이용 수준이 달라지는 것을 알 수 있다.

표 4-36. 영유아의 건강상태와 엄마의 병원 방문횟수별 영유아의 병원 방문횟수, 1992

영유아의 건강상태/방문횟수(N)	엄마의 병원 방문횟수	영유아의 평균 방문횟수(N)	
건강하지/11.68 (72) 않음	없음	9.45 (27)	F: 3.200 p: 0.029
	1회	10.27 (9)	
	2-20회	13.81 (35)	
	21회 이상	11.00 (1)	
보통임 / 9.59 (220)	없음	8.63 (85)	F: 2.482 p: 0.062
	1회	9.64 (43)	
	2-20회	10.61 (87)	
	21회 이상	7.80 (5)	
건강함 / 9.06(1,327)	없음	8.08 (516)	F: 14.880 p: 0.000
	1회	8.67 (154)	
	2-20회	9.89 (641)	
	21회 이상	11.60 (17)	
전체 평균: 9.25(N=1,619)		F=9.864	p=0.000

3) 영유아의 病醫院訪問數의 決定要因

다음으로 의료이용 여부와 의료이용량에 영향을 미치는 변수를 알아 보기 위해 종속변수를 영유아의 병의원 방문여부와 병의원 방문횟수로 구분하여 모형을 설정한 후 모수를 추정하였다.

영유아의 병의원 방문횟수로 예측하는 모형에서 독립변수를 0-4세 영유아 특성과 어머니의 병의원 방문횟수만 포함한 모형과 어머니와 가족의 특성을 추가한 모형의 분석결과가 표 4-37과 표 4-39와 같다.

표 4-37의 모형에서 영유아의 병의원 방문횟수가 단지 어머니의 병의원 방문횟수에 의해 영향을 받는지 살펴보고 표 4-39의 모형에서 어머니와 가족의 특성을 나타내는 다른 변수와 같이 어떠한 영향을 미치는지 살펴보았다.

만약 어머니의 의료이용의 효과가 어머니와 가족의 다른 특성변수와 독립적이라면 두 모형에서 회귀계수가 변하지 않을 것이다. 그러나 어머니의 의료이용 수준이 단지 어머니와 가족의 다른 특성변수의 대리변수라면 어머니의 병의원 방문횟수의 회귀계수가 줄어들 것이다. 표 4-37과 표 4-39는 1989년의 회귀모형(1)과 (2)의 분석결과를 제시하고 있다.

회귀모형(1)에서 어머니의 병의원 방문횟수, 영유아의 평소 건강상태, 만성이환 여부, 거주 지역, 영유아의 연령 등이 영유아 병의원 방문횟수에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 변수로 나타났다.

회귀모형(2)에서는 어머니의 병의원 방문횟수, 의료보장 종류, 가구원 수, 생활수준, 영유아의 만성이환 여부, 어머니의 교육수준, 어머니와 영유아의 평소 건강상태가 유의한 변수로 나타났다.

표 4-37. 영유아의 병의원 방문횟수를 종속변수로 한 회귀모형(1)*, 1989

독립변수	B	SE B	Beta	T	p-value
<가구>					
지 역	-.175	.043	-.068	-4.022	.0001
<영유아>					
성	-.025	.037	-.012	-.697	.4858
연 령	-.042	.013	-.055	-3.191	.0014
평소 건강상태	-.518	.034	-.260	-15.154	.0000
만성이환 여부	-.639	.171	-.064	-3.734	.0002
<엄마>					
병의원 방문횟수	.227	.019	.209	12.059	.0000
(상 수)	3.640	.187		19.425	.0000

$$F_{6,2995} = 82.215(p<0.001) \quad R = 0.376$$

* 회귀모형(1) = 영유아의 특성과 엄마의 연간 병의원 방문횟수만 포함.

표 4-38. 영유아의 병의원 방문횟수를 종속변수로 한 회귀모형(1)*, 1992

독립변수	B	SE B	Beta	T	p-value
<가구>					
지 역	-.166	.065	-.062	-2.552	.0108
<영유아>					
성	.043	.047	.022	.909	.3633
연 령	-.026	.017	-.038	-1.532	.1256
평소 건강상태	-.114	.046	-.061	-2.467	.0137
만성이환 여부	-.370	.148	-.062	-2.506	.0123
<엄마>					
병의원 방문횟수	.144	.020	.176	7.148	.0000
(상 수)	2.579	.188		13.723	.0000

$$F_{6,1612} = 13.425(p<0.001) \quad R = 0.218$$

* 회귀모형(1) = 영유아의 특성과 엄마의 연간 병의원 방문횟수만 포함.

여기서 특히 관심을 갖는 것은 이들 두 회귀모형에서의 엄마의 병의원 방문횟수가 영유아의 병의원 방문횟수에 주는 효과이다. 이 두 모형에서 엄마의 병의원 방문횟수의 회귀계수는 0.209에서 0.211로 거의 변화가 없는 것으로 나타났다. 따라서 엄마의 병의원 방문횟수가 얼마나 가족의 다른 특성을 나타내는 대리변수가 아니라 독자적으로 통계적으로 유의한 변수로 밝혀졌다.

표 4-38과 표 4-40은 1992년 회귀모형(1)과 (2)의 분석결과를 제시하고 있다. 1992년에도 이 두 모형에서 엄마의 병의원 방문횟수의 회귀계수는 0.176에서 0.150으로 거의 변화하지 않고 있어서 1989년 분석결과와 일치하고 있다.

표 4-39. 영유아의 병의원 방문횟수를 종속변수로 한 회귀모형(2)*, 1989

독립변수	B	SE B	Beta	T	p-value
<가구>					
지 역	-.063	.047	-.025	-1.337	.1814
의료보장(1)	.246	.162	.032	1.518	.1292
의료보장(2)	.195	.099	.042	1.972	.0487
생활수준	.122	.031	.075	3.949	.0001
가구원 수	-.052	.015	-.063	-3.430	.0006
<영유아>					
성	-.035	.036	-.016	-.967	.3338
연 령	-.032	.013	-.042	-2.432	.0151
평소 건강상태	-.560	.036	-.281	-15.481	.0000
만성이환 여부	-.576	.170	-.058	-3.387	.0007
<엄마>					
병의원 방문횟수	.229	.019	.211	11.852	.0000
교육수준	.019	.008	.045	2.467	.0137
평소 건강상태	.101	.032	.058	3.116	.0019
(상 수)	2.954	.242		12.229	.0000

$$F_{12, 2989} = 46.237(p < 0.001) \quad R = 0.396$$

○ 회귀모형(2) = 회귀모형(1)에 가구의 특성(의료보장, 생활수준, 가구원 수)과 엄마의 특성(교육수준, 건강상태) 등 추가

표 4-40. 영유아의 병의원 방문횟수를 종속변수로 한 회귀모형(2)*, 1992

독립변수	B	SE B	Beta	T	p-value
<가구>					
지 역	-.082	.067	-.031	-1.225	.2207
의료보장(1)	.226	.324	.019	.699	.4850
의료보장(2)	.412	.134	.083	3.083	.0021
생활수준	.018	.040	.012	.453	.6509
가구원 수	-.068	.022	-.079	-3.077	.0021
<영유아>					
성	.041	.047	.021	.884	.3768
연 령	-.018	.017	-.026	-1.055	.2918
평소 건강상태	-.098	.050	-.052	-1.957	.0505
만성이환 여부	-.313	.147	-.052	-2.133	.0331
<엄마>					
병의원 방문횟수	.122	.020	.150	5.990	.0000
교육수준	.032	.010	.079	3.050	.0023
평소 건강상태	-.026	.043	-.016	-.616	.5381
(상 수)	2.028	.280		7.239	.0000

$$F_{12,1610} = 9.316(p < 0.001) \quad R = 0.255$$

* 회귀모형(2) = 회귀모형(1)에 가구의 특성(의료보장, 생활수준, 가구원 수)과 엄마의 특성(교육수준, 건강상태) 등 추가

한편 1989년과 1992년의 엄마의 병의원 방문횟수가 영유아의 병의원 방문횟수에 준 효과의 차이를 검토해 보면, 1989년에 영유아의 병의원 방문횟수에 가장 크게 영향을 준 변수는 영유아의 건강상태(회귀계수 -0.281)였고, 다음이 엄마의 병의원 방문횟수(회귀계수 0.211)였다. 그러나 1992년에는 가장 중요한 변수가 엄마의 병의원 방문횟수(회귀계수 0.150)로 변했고, 영유아의 건강상태의 중요도는 크게 감소(회귀계수 -0.052)하고 있다.

앞절에서 제시된 연간 1인당 의사방문수에서 1989-92년 기간에 방문수는 크게 증가했고 특히 0-4세의 연간 1인당 의사방문수의 증가경향이 현저함을 지적하였다. 이와같은 0-4세의 의사방문수의 증가에 엄마의 의사방문수가 크게 영향을 주고 있고, 1989년과 비교하여 1992년에 이 영향의 중요도는 더욱 커지고 있는 것이다.

따라서 엄마의 의사방문수의 감소없이 영유아의 의사방문수는 감소하지 않는다. 엄마의 아기에 대한 올바른 건강관리가 중요한 것이다.

다음으로 영유아의 병의원 방문여부를 종속변수로 이를 예측하는 로지스틱회귀모형의 분석결과를 살펴 보면 표 4-41과 표 4-43과 같다. 표 4-41과 표 4-43의 엄마의 병의원 방문횟수의 계수를 살펴 보면 0.163에서 0.158로 거의 변하지 않았다. 따라서 엄마의 병의원 방문횟수가 얼마나 가족의 특성을 나타내는 대리변수가 아니라는 것이 증명되었다.

표 4-41. 영유아의 병의원 방문여부를 종속변수로 한 로지스틱모형(1), 1989

독립변수	회귀계수	표준오차	T
<가구>			
지 역	-.125	.051	-2.454
<영유아>			
성	-.063	.049	-1.266
연 령	-.066	.018	-3.636
평소 건강상태	-.381	.063	-6.013
만성이환 여부	-.109	.276	-.396
<엄마>			
병의원 방문횟수	.163	.029	5.682
(상 수)	7.011	.321	21.862

$$\chi^2_{2863} = 2898.072 \quad (p = 0.319)$$

표 4-42. 영유아의 병의원 방문여부를 종속변수로 한 로지스틱모형(1), 1992

독립변수	회귀계수	표준오차	T
<가구>			
지 역	-.220	.075	-2.934
<영유아>			
성	.101	.071	1.410
연 령	-.022	.026	-.872
평소 건강상태	-.143	.080	-1.784
만성이환 여부	-1.019	.511	-1.996
<엄마>			
병의원 방문횟수	.192	.032	6.024
(상 수)	7.069	.551	12.830

$$\chi^2_{1489} = 1488.526 \quad (p = 0.499)$$

표 4-43. 영유아의 병의원 방문여부를 종속변수로 한 로지스틱모형(2), 1989

독립변수	회귀계수	표준오차	T
<가구>			
지 역	-.023	.056	-.408
의료보장(1)	.304	.174	1.748
의료보장(2)	.377	.112	3.376
생활수준	.138	.041	3.371
가구원수	-.083	.019	-4.421
<영유아>			
성	-.071	.050	-1.427
연 령	-.063	.019	-3.380
평소 건강상태	-.406	.066	-6.110
만성이환 여부	-.051	.278	-.183
<엄마>			
병의원 방문횟수	.158	.029	5.370
교육수준	-.003	.010	-.290
평소 건강상태	.055	.044	1.249
(상 수)	6.610	.373	17.701

$$\chi^2_{2853} = 2898.670 \quad (p = 0.271)$$

표 4-44. 영유아의 병의원 방문여부를 종속변수로 한 로지스틱모형(2), 1992

독립변수	회귀계수	표준오차	T
<가구>			
지 역	-.118	.080	-1.478
의료보장(1)	.049	.337	.144
의료보장(2)	.421	.159	2.651
생활수준	.013	.060	.217
가구원수	-.059	.032	-1.862
<영유아>			
성	.098	.073	1.345
연 령	-.013	.026	-.487
평소 건강상태	-.133	.087	-1.534
만성이환 여부	-.948	.511	-1.853
<엄마>			
병의원 방문횟수	.172	.033	5.240
교육수준	.048	.015	3.151
평소 건강상태	-.003	.066	-.040
(상 수)	6.245	.622	10.037

$$\chi^2_{1480} = 1500.488 \quad (p = 0.349)$$

라. 要 約

영유아의 의료이용과 엄마의 의료이용 간의 관계는 밀접하다. 엄마의 의사 방문이 의료체계에 대한 엄마의 신념-태도를 반영하는 대리변수라 할 수 있다. 엄마와 아이의 건강상태가 같고 의료요구를 통제한다면 엄마의 의사 방문수에 대한 계수는 의료요구와 독립적으로 엄마의 의료이용과 아이의 의료이용 간의 상관관계를 나타낸다. 지금까지의 여러 연구에서 일변량분석과 다변량분석을 통해 영유아의 의료이용과 엄마의 의료이용 간의 관계성을 제시하였으나(Tessler and Mechanic, 1978; Wolfe, 1980), 이들 연구에서 이와같은 관계성이 직접적으로 다루지는 못하고 대부분 전체 분석의 부수적인 것이었다.

본 연구를 통해 영유아의 의료이용과 어머니의 의료이용 간의 상관성은 어머니에 관련된 다른 변수와 가구에 관련된 변수를 방정식에 추가할 때 어머니의 의료이용의 계수가 유의하고 거의 변하지 않은 것으로 지지되었다. 어머니와 가구에 관련된 변수 중 어머니의 의료이용이 영유아의 의료이용에 가장 유의한 설명변수로 나타났고, 1989년 보다 1992년에 그 효과는 더 커지고 있음이 지적되었다. 그러나 어머니의 교육수준, 가구원수, 의료보장 종류도 유의한 설명변수였으며 이는 영유아의 의료이용을 설명하는데 어머니의 의료이용만 분리할 수 없다는 것을 암시한다. 즉 어머니의 의료이용의 효과가 어머니의 다른 가구변수와 같이 고려되어야 한다.

본 연구 결과와 다른 연구 결과들이 보건의료체계에 대한 신념과 가치를 반영하는 어머니의 행위변수가 영유아 의료이용에 중요한 역할을 한다는 것을 제시하고 있다. 한편 어머니의 의료이용 행위가 영유아의 과소 의료이용에 주는 효과도 함께 고려해야 한다. 본 연구결과에 의하면 의료이용을 적게 하는 어머니가 영유아의 건강상태에 기초하여 기대되는 횟수보다 적게 영유아를 병의원에 데리고 가는 것을 암시한다. 이는 어머니의 의료이용에 대한 태도에 대한 교육적 중재가 영유아의 의료이용을 증가시키는데 도움이 됨을 의미한다.

요약하면 본 연구에서 영유아의 과다 또는 과소의료이용 수준은 어머니의 의료이용 수준에 의해서 크게 영향받고 있음을 입증하였다. 앞으로 영유아 그룹에서의 의료이용 수준을 결정하는 변수들에 대한 깊이 있는 연구가 더 많이 진행되어야 하며, 이러한 변수로는 인공수유의 증가 추세와 영양, 질병의 종류, 어머니의 질병예방과 관리 현황, 건강관리를 병의원에 의존하는 어머니의 태도 등을 들 수 있다.

참 고 문 헌

- 송건용 외 2인, 1989년도 국민건강조사 - 이환 및 의료이용 -, 한국보건사회연구원, 1990.
- 송건용, 김영임, 박현애, 노인과 영유아의 의료이용에 영향을 주는 요인, 보건사회논집, 11(1): 1-11, 1991.
- 송건용 외 3인, 국민건강 및 보건의식행태조사 - 국민건강조사결과, 한국보건사회연구원, 1993.
- Becker, M.H. Nathanson, C.A., Drachman R.H. et al., Mother's health beliefs and children's clinic visits: a prospective study, Journal of Community Health, 3: 125, 1977.
- Lewis, C.E., Lewis, M.A, Lorimer, A. et al., Child-initiated care: the use of school nursing services by children in an "adult free" system, Pediatrics, 60: 499, 1977.
- Levy, J.C., Vulnerable children: parents' perspectives and the use of medical care, Pediatrics, 65: 956, 1980.
- Newacheck, P.W., Halfon, N., The association between mother's and children's use of physician services, Medical Care, January, 24(1): 30-38, 1986.
- Tessler, R., Mechanic, D., Factors affecting children's use of physician services in a prepaid group practice, Medical Care, 16: 33, 1978.
- U.S. National Center for Health Statistics, Current Estimates from Health Interview Survey, 1990. Dec., 1991.
- Wolfe, B.L., Children's utilization of medical care, Medical Care, 18: 1196, 1980.

第 5 章 入院診療

1. 概 観

입원진료는 진단, 치료, 분만 등을 위하여 의료기관에 1일 이상 재원하면서 진료받은 경우이다. 입원진료 받은 의료기관에는 종합병원, 병원, 의원, 한방병원, 조산소, 군부지역의 보건의료원, 모자보건센터 등이 포함된다.

입원진료는 입원수준과 재원기간별 분포로 구분하여 분석되었고, 1989-92년간 변화를 지역, 인구, 사회·경제적 계층간 차이에 초점을 두고 비교·분석되었다.

2. 入院水準

입원수준은 연간 인구 1,000인당 입원건수의 비율로 나타낸다.

1) 地 域

1989-92년의 지역별 입원율은 표 5-1과 같다.

표 5-1. 지역별 입원율, 1989-92

연도	전국	시부	군부
1992	57.4	57.3	58.0
1989	48.7	47.3	51.7
차이	8.7	10.0	6.3

입원율은 1992년에 57.4로서 1989년보다 8.7이 증가했고, 1992년에 지역 간 격차는 거의 없다. 이는 1989-92년 기간에 시부에서 입원율이 군부보다 높은 증가율을 나타낸 결과이다.

그러나 이와같은 입원율의 증가에도 불구하고 우리나라의 입원율은 아직 낮은 수준에 있다. 그림 5-1은 세계 몇 나라의 인구 100인당 입원율을 나타내고 있다. 이들 나라의 입원기관에는 일반병원(general hospital)만이 포함된 것이며, 정신병원과 너어싱 홈 등 특수 또는 장기입원시설의 입원은 제외된 것이다.

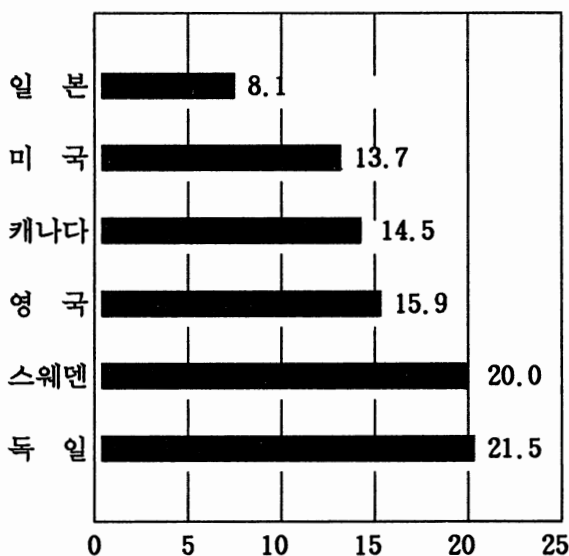


그림 5-1. 세계 6개국의 입원율, 1989

Note : Data on Canada, Sweden, and the U.K. are for 1988.
Source: OECD, 1991.

이들 나라와 비교하여 우리나라의 입원율은 현저히 낮다. 이들 나라중 몇 나라의 연도별 입원율(인구 1,000인당)을 보면 다음과 같다.¹⁾

국 가	1950	1968
미 국	110	137
스웨덴	113	138
영 국	64	98

우리나라의 입원율은 1950년의 영국보다 낮음을 알 수 있다. 이들 국가의 입원율은 1950년 이후 계속 증가하고 있다. 그러나 미국의 경우에는 1968년 이후 입원율이 안정되어 있다.

2) 性 및 年齡

1989-92년의 성 및 연령별 입원율은 표 5-2와 같다.

표 5-2. 성 및 연령별 입원율, 1989-92

성 및 연령	전 국			시 부			군 부		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
<성>									
남	53	42	11	51	38	13	60	54	6
여	61	55	6	63	57	6	56	49	7
<연령>									
0-4	51	36	15	57	37	20	22	30	-8
5-9	27	22	5	29	23	6	21	20	1
10-19	20	16	4	20	14	6	20	21	-1
20-29	95	86	9	95	85	10	96	92	4
30-39	57	49	8	56	49	7	66	50	16
40-49	45	48	-3	43	43	0	54	60	-6
50-59	87	62	25	86	63	23	88	59	29
60+	83	75	8	92	71	21	69	80	-11

1) Anderson, O.W., Health Care: Can There be Equity? The United States, Sweden, and England, John Wiley & Sons, New York, 1972.

1992년에 입원율은 전국에서 남자보다 여자에서 높으며, 1989년과 비교하여 그 격차는 남자의 높은 입원율 증가에 의하여 감소되었다. 그러나 지역별로 보면 시부에서 여자의 입원율이 훨씬 높은데 반하여 군부에서는 여자보다 남자에서 입원율이 높다.

연령별 입원율을 보면, 20-29세에서 입원율이 가장 높다. 이 연령층에서는 분만에 의한 입원율이 높기 때문이다. 다음으로 높은 입원율은 50세 이상에서 볼 수 있다.

연령별로 지역간 입원율의 차이는 대체로 9세 이하에서는 입원율이 시부에서 높고, 30-59세에서는 군부에서 높다.

1989-92년 기간의 입원율 변화에서 특징적인 것은 0-4세와 50-59세에서 큰 증가이다. 그러므로 1989-92년간 입원율 증가의 큰 부분은 이들 연령층의 입원율 증가에 의하여 크게 영향을 받은 것으로 해석된다.

3) 教育水準

1989-92년의 가구주 교육수준별 입원율은 표 5-3과 같다.

표 5-3. 교육수준별 입원율, 1989-92

교육수준	전 국			시 부			군 부		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
무학	63	53	10	55	52	3	71	54	17
국졸	56	49	7	55	47	8	57	50	7
중·고졸	56	46	10	56	45	11	52	53	-1
대졸	61	54	7	61	55	6	69	45	24

교육수준별로 입원율의 유의한 차이는 없다. 1992년 전국에서 무학의 입원율이 가장 높고 군부에서도 무학의 입원율이 가장 높다. 다만 시부에서 교육수준이 높아짐에 따라 입원율이 높아지는 경향을 볼 수 있다.

1989-92년간 교육수준별 입원율의 변화특징은 시부에서 중·고졸, 군부에서 대졸과 무학에서 각각 입원율이 크게 증가한 것이다.

4) 醫療保障과 生活水準

1989-92년의 의료보장상태와 가구의 생활수준별 입원율은 표 5-4와 같다.

표 5-4. 의료보장상태 및 생활수준별 입원율, 1989-92

의료보장상태 및 생활수준	전 국			시 부			군 부		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
<의료보장>									
없음	40	38	2	40	40	0	39	33	6
공교	65	61	4	62	55	7	74	71	3
직장	56	56	0	55	55	0	60	63	-3
지역	58	42	16	60	39	21	55	48	7
보호/부조	73	46	27	80	55	25	69	42	27
<생활수준>									
하	62	53	9	60	55	5	67	51	16
중	59	49	10	60	48	12	55	51	4
상	48	44	4	48	42	6	48	55	-7

1992년에 의료보장상태별 입원율은 전국에서 격차가 크다. 의료보호/부조 수혜자의 입원율이 가장 높고, 의료보장 미수혜자에서 가장 낮고, 의료보험 적용자간에는 종류별로 큰 차이없이 이들간 중간수준에 있다. 그러나 군부에서는 공교 의료보험 적용자에서 입원율이 가장 높고, 다음이 의료보호/부조 수혜자이다.

1989-92년간 입원율 변화의 특징은 시부에서 입원율이 지역의료보험과 의료보호/부조에서, 그리고 군부에서 의료보호/부조 수혜자에서 각각 크게 증가한 것이다.

생활수준별 입원율을 보면, 생활수준이 낮을수록 입원율이 높아진다. 이러한 현상은 의료보장상태별 입원율에서 기술된 바와 같이 생활수준 「하」에 속하는 의료보호/부조 수혜자의 높은 입원율에 기인된 것이다.

그러므로 1989-92년 입원율의 증가는 시부에서의 지역의료보험 적용자와 의료보호 수혜자의 입원율 증가에 의하여 크게 영향을 받았다고 하겠다.

5) 자신이 인식하는 健康狀態

1989-92년의 자신이 인식하는 건강상태별 입원율은 표 5-5와 같다.

표 5-5. 건강상태별 입원율, 1989-92

건강상태	전 국			시 부			군 부		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
건강하지않음	138	127	11	146	130	16	126	121	5
보통임	62	47	15	67	49	18	48	41	7
건강함	39	35	4	41	35	6	33	35	-2

건강상태별로 입원율의 격차는 크다. 건강하지 않을수록 입원율이 높다. 이러한 현상은 1992년이나 1989년 그리고 시부 및 군부에서 볼 수 있다.

1989-92년 입원율은 전국에서 건강상태 보통임에서 크게 증가한 반면, 건강함에서는 증가폭이 가장 적다. 시부에서는 건강하지 않음과 보통임에

서 크게 증가했지만, 군부에서는 증가폭이 크지 않다. 그러므로 전체적으로 1989-92년간 입원율의 증가는 건강상태가 낮은 인구계층의 입원율 증가에 기인되었음을 알 수 있다.

6) 要約

1989-92년 기간에 입원율은 크게 증가했고, 입원율의 지역간 및 교육수준별 격차가 없거나 완화되었다. 그러나 지역간, 연령별 그리고 의료보장상태별로 입원율의 격차는 크다. 특히 의료보장 미수혜자의 입원율은 낮다.

1989-92년간 입원율의 증가는 시부의 남자, 50-59세, 군부의 대졸, 의료보호/부조 수혜자, 군부의 생활수준 「하」, 건강상태 보통 및 건강하지 않음 등의 계층에서의 입원율이 크게 증가한데 기인된 것이다.

그러나 이러한 입원율 증가에도 불구하고, 선진 몇 개국과 비교된 우리나라의 입원율은 여전히 낮은 수준에 있다.

3. 入院者の 在院日數

가. 記述分析

앞 절에서 입원율이 증가하고 있으나, 선진 외국과 비교하여 아직도 낮은 수준에 있음이 기술되었다. 이와같은 낮은 입원수준에서 입원자는 균등한 재원일수의 분포를 나타내고 있는가 아니면 소수 장기입원자에 의하여 총 재원일수의 큰 부분을 차지하고 있는가 즉 입원자에 의하여 비례적으로 병상이 점유되고 있는가? 그렇다면 그 소수에 의한 과점정도는 어느 정도이며, 이러한 현상에 영향을 준 주요 변수는 무엇인가? 이들 질문에 대한 답을 얻기 위하여 입원자의 재원일수별 분포가 분석되었다.

이와같은 분석을 위하여 입원자의 재원일수는 미국의 경우와 같이 다음과 같이 분류되었다.

분 류 명 칭	기 준
입원진료 없음	입원경험 없음 0일
입원진료 저도이용	재원기간 1-3일
입원진료 중도이용	재원기간 4-15일
입원진료 고도이용	재원기간 16일이상

여기서 특히 관심을 갖는 것은 연간 16일 이상 입원한 고도이용자이다. 고도이용자는 인구 100인당 몇 %이며, 이들이 전체 총 재원일수에서 차지하는 비율은 몇 %인가 하는 것이 관심이 되는 것이다.

1989-92년간 입원자의 재원일수별 분포는 표 5-6과 같다.

1992년에 연간 인구 100인당 입원경험자의 비율은 5.2%이며, 16일 이상 입원자는 1.4%로서 1989년보다 증가했다.

표 5-6. 입원자의 재원기간별 분포, 1989-92

재원기간	인구100인당 비율			입원자100인당 비율			연간 총재원 일수중 점유율		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
0	94.8	95.7	-0.9	-	-	-	-	-	-
1-3일	1.3	1.1	0.2	25.1	25.1	0	2.6	3.3	-0.7
4-15일	2.5	2.1	0.4	49.5	49.5	0	21.9	23.4	-1.5
16일이상	1.4	1.1	0.3	25.4	25.4	0	75.5	73.3	2.2
계	100.0	100.0	-	100.0	100.0	-	100.0	100.0	-

입원자 100인당 재원기간별 분포는 1989년과 1992년간 변화없이 16일 이상 입원자 비율은 25.4%이다. 연간 총 재원일수 중 16일 이상 입원한 고도이용자가 점유한 재원일수는 1992년에 75.5%로서 1989년의 73.3%보다 2.2% 포인트 증가했다. 전 인구 중 1.4%의 인구(장기입원자)가 전체 재원일수(병상)의 75.5%를 점유하는 소수에 의한 병상과점 현상이 심화되고 있는 것이다.

미국의 경우²⁾ 1980년에 입원자의 재원기간별 분포는 다음과 같다.

재원기간(일) (일)	인구100인당 비율	입원자100인당 비율	총재원일수중 점유율
0	88.5	-	-
1-3	2.4	19.9	3.3
4-16	7.4	64.6	41.2
16+	1.7	15.5	55.5
계	100.0	100.0	100.0

2) U.S. Department of Health and Human Services, High-Volume and Low-Volume Users of Health Services, United States, 1980, Series C, Analytical Report No.2, 1985.

미국의 경우와 비교하여 우리나라는 입원경험 없음의 비율이 높고, 입원자간 비비례적 이용현상이 심화되고 있음을 알 수 있다. 예컨대 미국의 입원기간 16일 이상의 고도이용자는 인구 100인당 1.7%이며, 이들이 전체 총 재원일수의 55.5%(우리나라는 1992년에 75.5%)를 점유한다. 미국의 경우와 비교하여 우리나라는 소수의 입원자가 입원수요의 대부분을 점유하는 과점현상이 심화되고 있는 것이다. 보다 많은 사람에게 입원기회가 확대되고 이들 입원자간 균등한 입원진료가 요구되는 것이다.

1) 地 域

1989-92년 지역별 입원자의 재원일수별 분포는 표 5-7과 같다.

표 5-7. 지역별 입원자의 재원일수별 분포, 1989-92

재원기간 (일)	시 부			군 부		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이
0	94.4	95.8	-1.4	94.4	95.5	-1.1
1-3	1.6	1.2	0.4	1.2	0.8	0.4
4-15	2.7	2.1	0.6	2.6	2.3	0.3
16+	1.3	1.0	0.3	1.8	1.4	0.4
계	100.0	100.0	-	100.0	100.0	-

1989-92년 기간에 입원자의 재원기간별 분포의 변화는 시부와 군부에서 크지 않다. 다만 시부에서 4-15일 입원의 중도이용자 비율이 비교적 크게 증가했고, 군부에서는 16일 이상 장기입원자의 비율이 크게 증가했다. 따라서 16일 이상 장기입원자의 비율은 시부보다 군부에서 훨씬 높다. 특히 군부에서 16일 이상 장기입원자 증가는 1989-92년간 입원율의 증가에 크게 기여한 것으로 보인다.

2) 性 및 年齡

1989-92년의 성·연령별 입원자의 재원기간별 분포는 표 5-8과 같다.

표 5-8. 성·연령별 입원자의 재원기간별 분포, 1989-92

성 및 연령	0			1-3			4-15			16+		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
<성>												
남	95.0	96.4	-1.4	0.8	0.4	0.4	2.4	1.9	0.5	1.8	1.3	0.5
여	94.0	95.0	-1.0	2.1	1.8	0.3	2.9	2.4	0.5	1.0	0.8	0.2
<연령>												
0-4	96.5	96.7	-0.2	0.9	0.7	0.2	2.4	2.3	0.1	0.2	0.3	-0.1
5-9	97.4	97.9	-0.5	0.4	0.4	0	1.4	1.4	0	0.8	0.3	0.5
10-19	98.0	98.5	-0.5	0.5	0.1	0.4	1.1	0.9	0.2	0.4	0.4	0
20-29	90.9	92.0	-1.1	4.4	3.9	0.5	3.8	3.2	0.6	0.9	0.9	0
30-39	94.3	95.7	-1.4	1.9	1.1	0.8	2.4	2.1	0.3	1.4	1.1	0.3
40-49	95.6	95.9	-0.3	0.5	0.3	0.2	2.4	2.1	0.3	1.5	1.7	-0.2
50-59	92.1	94.8	-2.7	0.8	0.5	0.3	3.7	2.7	1.0	3.4	2.0	1.4
60+	92.1	94.0	-1.9	0.8	0.4	0.4	3.9	3.0	0.9	3.2	2.6	0.6

성별로 1989-92년간 입원자의 재원기간별 변화는 크지 않다. 다만 남자는 여자와 비교하여 입원경험 없음의 감소비율이 높은 반면 16일 이상 장기 입원자의 비율이 높아진 것이다.

연령별 1989-92년간 변화도 크지 않다. 다만 50세 이상에서 입원경험 없음의 비율이 감소한 반면, 16일 이상 장기입원자의 비율이 비교적 크게 증가하고 있다.

그러므로 1989-92년 기간에 남자와 50세 이상에서 입원자 중 장기입원자의 비율이 증가하고 있는 경향임을 알 수 있다.

3) 教育 및 生活水準

1989-92년의 가구주 교육수준과 생활수준별 입원자의 재원기간별 분포는 표 5-9와 같다.

표 5-9. 교육 및 생활수준별 입원자의 재원기간별 분포, 1989-92

교육 및 생활수준	0			1-3			4-15			16+		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
<교육수준>												
무학	* 95.6	-		* 0.6	-		* 2.0	-		* 1.8	-	
국졸	94.7	95.9	-1.2	1.0	0.5	0.5	2.4	2.1	0.3	1.9	1.6	0.3
중·고졸	94.7	95.9	-1.2	1.5	1.2	0.3	2.5	2.0	0.5	1.3	0.9	0.4
대졸	94.0	95.0	-1.0	2.1	1.7	0.4	2.9	2.5	0.4	1.0	0.8	0.2
<생활수준>												
하	94.0	95.5	-1.5	1.5	1.0	0.5	2.9	2.2	0.7	1.6	1.4	0.2
중	94.2	95.5	-1.3	1.8	1.3	0.5	2.7	2.1	0.6	1.3	1.0	0.3
상	95.5	96.1	-0.6	0.9	0.8	0.1	2.4	2.0	0.4	1.2	1.0	0.2

* 표본수가 적어서 계산하지 않음.

1989-92년 기간에 교육 및 생활수준이 낮을수록 입원경험 없음의 비율이 상대적으로 크게 감소하고 있고, 이러한 감소는 입원자의 재원기간별 비율을 비교적 균등히 증가시키는데 기여하고 있다. 그러나 16일 이상 장기입원자의 비율은 1992년에도 교육 및 생활수준이 낮을수록 높은 경향을 나타낸다.

4) 자신이 인식하는 健康狀態

1989-92년의 자신이 인식하는 건강상태별 입원자의 재원기간별 분포는 표 5-10과 같다.

건강상태별로 1989-92년에 건강하지 않음에서 입원경험 없음의 비율이 비교적 크게 감소하고, 중도 및 고도이용자의 비율이 증가하고 있다. 따

라서 1992년에 건강하지 않음의 16일 이상 장기입원자의 비율은 5.2%로 증가하였다. 건강상태가 보통임 및 건강함에서는 입원자의 재원기간별 분포는 1989-92년간 큰 차이가 없다.

표 5-10. 건강상태별 입원자의 재원기간별 분포, 1989-92

재원기간 (일)	건강하지 않음			보통임			건강함		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
0	87.2	89.9	-2.7	93.9	95.8	-1.9	96.2	96.7	-0.5
1-3일	1.6	0.9	0.7	2.1	1.0	1.1	1.3	1.1	0.2
4-15일	6.0	5.0	1.0	2.9	2.2	0.7	1.9	1.6	0.3
16+	5.2	4.3	0.9	1.1	0.9	0.2	0.6	0.6	0
계	100.0	100.0	-	100.0	100.0	-	100.0	100.0	-

나. 多變量分析

입원진료에 있어서 관심이 되는 것은 입원 건당 재원일수와 장기 또는 고도입원진료(재원기간 16일 이상) 여부에 영향을 주는 중요한 변수를 밝혀내는 것이다.

표 5-11과 표 5-12는 입원 건당 재원일수에 대한 1989년과 1992년 자료의 회귀분석 결과를 나타내고 있다.

1989년에 입원 건당 재원일수에 대한 회귀분석 결과에 의하면, 회귀분석 모형은 통계적으로 유의했고, 사용된 변수의 설명력은 16%였다.

입원 건당 재원일수에 가장 크게 영향을 주는 변수는 의료기관에 가는데 소요된 시간(travel time)이었고, 다음은 의료기관의 위치, 만성이환 여

부, 그리고 성 등이다. 의료기관에 가는데 많은 시간이 소요되고, 이용한 의료기관이 타 증진료권 또는 대진료권내에 소재하고, 만성질환이 있고, 남자인 경우에 입원 건당 재원일수는 증가한다.

표 5-11. 입원 건당 재원일수를 종속변수로 한 회귀분석, 1989

독립변수	B	SE B	BETA	T	p-value
지역	-.238	.087	-.013	-2.738	.0062
성	-.332	.075	-.021	-4.404	.0000
연령	.013	.004	.031	3.488	.0005
결혼상태(1)	-.460	.127	-.029	-3.636	.0003
결혼상태(2)	-.742	.238	-.022	-3.123	.0018
교육수준	-.007	.009	-.004	-.747	.4554
생활수준	-.087	.052	-.008	-1.688	.0913
만성질환여부	-.545	.125	-.026	-4.365	.0000
평소 건강상태	-.059	.064	-.005	-.923	.3560
선호치료원	-.109	.081	-.006	-1.341	.1798
(log)병의원방문수	.029	.040	.004	.720	.4712
의료기관위치	3.349	.362	.118	9.250	.0000
(log)도달소요시간	7.262	.329	.283	22.095	.0000
(상수)	.978	.239		4.086	.0000
F _{13,40175} =584.251(p<0.001) R=0.400 R ² =0.160					

표 5-12는 1992년의 입원 건당 재원일수에 대한 회귀분석 결과를 나타내고 있다.

1992년 입원 건당 재원일수에 대한 회귀분석에 있어서 분석모형은 통계적으로 유의했고, 사용된 변수의 설명력은 19%였다.

분석결과는 전체적으로 1989년과 유사하다. 의료기관에 가는데 많은 시간이 소요되고, 만성질환이 있으며, 남자인 경우에 입원 건당 재원일수는 증가한다.

그러나 1989년과 비교하여 독립변수의 효과에 차이가 있는 것이 있다.

의료기관의 위치이다. 이 변수는 1989년에 유의한 변수였으나, 1992년에는 유의하지 않은 변수로 나타났다.

표 5-12. 입원 건당 재원일수에 대한 회귀분석, 1992

독립변수	B	SE B	BETA	T	p-value
지역	-.173	.121	-.009	-1.431	.1526
성	-.548	.098	-.035	-5.575	.0000
연령	.017	.005	.043	3.690	.0002
결혼상태(1)	-.971	.166	-.062	-5.866	.0000
결혼상태(2)	-.811	.308	-.025	-2.636	.0084
교육수준	.018	.011	.011	1.667	.0955
생활수준	-.115	.068	-.011	-1.705	.0881
선호치료원	.125	.102	.007	-1.220	.2226
평소 건강상태	.007	.082	.000	.080	.9364
만성이환여부	-.986	.154	-.050	-6.408	.0000
병의원방문여부	.395	.215	.025	1.836	.0663
(log)병의원방문수	.183	.092	.028	1.980	.0477
의료기관방문수	.124	.097	.009	1.278	.2014
의료기관위치	.180	.411	.007	.437	.6618
(log)도달소요시간	4.553	.176	.422	25.908	.0000
의료비지불방법	.619	.724	.005	.856	.3922
(상수)	.110	.311		.353	.7243
F _{16, 22108} =325.409(p<0.0001)			R=0.439	R ² =0.193	

한편 1989년과 비교하여 1992년에 변수의 효과가 더 큰 것으로 밝혀진 것은 결혼상태(1)이다. 즉 유배우자인 경우에 재원일수는 더 많이 증가하게 된다.

따라서 1992년에 입원 건당 재원일수에 주는 주요 변수의 효과는 의료기관 도달 소요시간이 많고, 만성이환이 있으며, 유배우자이며, 남자인 경우에 재원일수가 길어진다고 요약할 수 있다.

표 5-13은 1989년의 입원자당 장기입원(16일 이상) 여부에 대한 로지스틱회귀분석 결과를 나타내고 있다. 이 분석에서 분만을 목적으로 한 입원과 연간 2회 이상 입원한 경우에 의료기관의 소재지가 첫번째와 다른 입원은 제외되었다.

표 5-13. 장기입원 여부에 대한 로지스틱회귀모형, 1989

독립변수	회귀계수	표준오차	T
지역	-.245	.082	-2.995
성	-.183	.069	-2.651
연령	.006	.003	2.063
결혼상태(1)	-.002	.117	-.016
결혼상태(2)	-.104	.184	-.564
교육수준	.012	.008	1.506
생활수준	-.058	.044	-.131
만성이환여부	-.209	.080	-2.602
평소 건강상태	-.054	.043	-1.273
선호치료원	-.110	.072	-1.528
의료기관위치	.110	.077	1.430
(log)병의원방문수	.111	.034	3.604
(log)도달소요시간	.285	.062	4.595
(상수)	4.059	.208	19.554

$$\chi^2_{1232} = 1243.710 \quad (p = 0.402)$$

1989년의 로지스틱회귀모형의 적합도는 높았고, 장기입원 여부에 가장 크게 영향을 주는 변수는 의료기관 도달 소요시간이며, 다음으로 중요한 변수는 연간 병원 방문수, 지역, 성 그리고 만성이환 여부이다.

입원에는 연간 병원 방문수가 크게 영향을 주고 있다. 장기입원자는 병원 방문수도 많음을 의미하며, 소수의 인구가 장기입원과 외래 고도이용을 통해 의료이용을 과점하고 있음을 알 수 있다.

표 5-14는 1992년의 장기입원 여부에 대한 로지스틱회귀분석 결과를 제시하고 있다.

표 5-14. 장기입원 여부에 대한 로지스틱회귀모형, 1992

독립변수	회귀계수	표준오차	T
지역	-.120	.093	-1.299
성	-.285	.086	-3.293
연령	.007	.004	1.883
결혼상태(1)	-.045	.146	-.308
결혼상태(2)	.242	.221	1.095
교육수준	.027	.009	2.850
생활수준	-.091	.056	-1.610
만성이환여부	-.272	.100	-2.726
평소 건강상태	-.043	.055	-.776
선호치료원	-.062	.082	-.754
의료기관위치	.022	.080	.275
(log)병의원방문수	.017	.046	.362
(log)도달소요시간	.110	.052	2.131
(상수)	4.325	.292	14.829

$$\chi^2_{767} = 776.510 \quad (p = 0.398)$$

1989년 자료의 분석결과와 비교하여, 1992년 자료의 분석결과에서 지역, 연령, 그리고 연간 병의원 방문수 등이 통계적으로 유의하지 않은 변수로 나타났고, 유의한 변수 중 중요도 역시 바뀌고 있다. 1992년에 장기입원에 가장 크게 영향을 주는 변수는 성이며, 다음은 가구주의 교육수준, 만성이환 여부, 그리고 의료기관 도달 소요시간이다. 특히 1989년에 유의하지 않던 변수인 가구주의 교육수준이 1992년에 중요한 변수로 나타나고 있다. 따라서 1992년에 장기입원은 남자이며, 가구주의 교육수준이 높고, 만성이환이며, 의료기관 도달 소요시간이 많이 소요된 경우에 많아진다.

1989년과 1992년간 장기입원에 주는 변수의 효과변화는 현저하다. 가장 큰 차이는 연간 병의원 방문수가 장기입원에 주는 효과는 유의하지 않고,

성과 교육수준이 중요한 변수로 부각되고 있는 것이다. 1992년의 장기입원율은 의료기관에 대한 지리적 접근도가 낮고(주로 군부거주자), 남자이며 교육수준이 높으면 높은 경향이 있다는 것이다.

다. 要 約

입원진료에 있어서 인구 중 소수의 장기입원자(16일 이상 입원) 비율은 높을 뿐만 아니라 이 비율이 증가추세에 있는 것이 문제이다. 이들 장기입원자는 1989년에 인구 100인당 1.1%였고, 1992년에 1.4%로 증가했다. 이들 소수 장기입원자가 연간 재원일수 중 차지하는 비율은 1989년에 73.3%, 1992년에 75.5%이다. 미국의 경우에 이들 장기입원자가 총 재원일수 중 차지하는 비율은 1980년에 55.5%였다.

1989-92년 기간에 이들 16일 이상 장기입원자의 비율이 비교적 크게 증가한 계층은 50세 이상, 남자, 그리고 건강상태가 건강하지 않음 등이다.

입원 건당 재원일수를 결정하는 주요 변수를 밝혀내기 위한 다중선행회귀분석에서 가장 중요한 변수는 1989년과 1992년에 다 같이 의료기관 도달 소요시간, 성, 만성이환 등이었다. 장기입원 여부에 영향을 주는 주요 변수의 효과를 밝히기 위한 로지스틱회귀분석에서 주요 변수는 역시 의료기관 도달 소요시간, 성, 만성이환 등이다. 그러나 1989년과 1992년간 변화에서 특기할 사항은 재원일수에 대한 회귀분석과 장기입원 여부에 대한 로지스틱 회귀분석에서 다 같이 1989년에 연간 병의원 방문수가 중요한 변수였으나, 1992년에 유의하지 않은 변수로 변화한 것이다. 이는 소수의 장기입원자가 외래진료도 고도로 이용하는 경향, 특히 소수의 입원 및 외래진료의 의료과점 현상이 완화되고 있다고 하겠다.

第 6 章 醫療接近 便宜度

의료접근 편의도는 환자가 의료기관에 접근하는데 있어서의 시간적 지리적 개념으로 나타내고 있다. 의료접근 편의도는 이용한 의료기관에 도달하는데 소요된 시간(travel time)이 적고, 그 의료기관이 환자의 거주지에 속한 중진료권내 소재(동일 중진료권내)한 경우 높다고 규정한다.

의료접근도는 외래진료(15일간 병의원 방문)와 입원진료(연간)로 구분하여 기술되었다.

1. 外來診療

표 6-1은 1989-92년간 외래진료 접근 편의도의 변화를 나타내고 있다.

표 6-1. 외래진료접근 편의도, 1989-92

구 분	전 국			시 부			군 부		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
<의료기관 소재지>									
동일중진료권내	91.7	88.6	3.1	95.4	95.9	-0.5	79.5	66.1	13.4
<소요시간>									
30분미만	71.8	70.6	1.2	80.1	78.6	1.5	44.1	46.5	-2.4
1시간이상	10.8	10.6	0.2	6.4	6.3	0.1	25.6	23.6	2.0

1989년 7월에 의료전달체계를 확립하면서 전국을 생활권, 행정구역, 의료보험조합 관할구역 등을 참고로 하여 140개 중진료권과 8개 대진료권이 설정되었다. 외래진료에 있어서 동일 중진료권내 병의원을 이용한 외래진료

가 100%(특정지역 외래진료자 전체가 특정지역내 소재한 병의원을 이용한 경우)에 접근할수록 외래진료의 이용편의도는 향상된 것으로 해석한다.

1992년 전국에서의 동일 중진료권내 외래진료율은 91.7%로서 1989년보다 3.1% 포인트 증가했다. 이러한 증가는 1989-92년 기간에 군부에서 13.4% 포인트의 급격한 증가에 기인된 것이다. 그러므로 지난 3년간 군부지역의 외래진료 편의도는 크게 향상되었음을 알 수 있다. 그러나 이러한 군부지역의 이용편의도 증가에도 불구하고, 1992년의 동일 중진료권내 이용률은 군부에서 79.5%로서 시부의 95.4%보다 15.9% 포인트의 격차가 상존한다.

병의원에 도달하는데 소요된 시간의 분포 중 특히 1시간 이상 소요비율은 1992년 전국에서 이용자 100인당 10.8%였고, 시부에서 6.4%, 군부에서 25.6%로서 1989년과 비교하여 감소하지 않고 있다. 군부 거주자의 병의원 도달 소요시간이 1시간 이상 소요하는 비율이 감소해야 하나 1989-92년에 약간 증가하는 경향을 보인다.

동일 중진료권내 이용자 비율이 증가하고 자가용 이용률이 증가함에도 1시간 이상 소요시간의 비율은 특히 군부지역에서 증가하고 있다. 이러한 현상은 원거리의 규모가 큰 병원의 선호성 증대와 도시의 교통체증현상의 심화 등에 영향을 받을 수 있다.

2. 入院診療

입원진료 시설에는 종합병원, 병원, 의원 등이 포함된다. 표 6-2는 1989-92년간 입원진료자 100인당 동일 중진료권내 입원율과 입원진료를 받은 의료시설 도달 소요시간의 분포를 나타내고 있다.

먼저 종합병원을 보면 1992년 동일 증진료권내 입원진료율은 69.1%로서 1989년보다 3.8% 포인트 증가하고 있다. 그러나 입원진료를 받은 의료기관 도달 소요시간이 1시간 이상 소요한 비율은 1992년에 30.1%로서 1989년보다 11.0% 포인트 증가하고 있다.

병원의 경우에는 동일 증진료권내 입원진료율은 1989-92년 기간에 약간 감소하고, 1시간 이상 소요비율은 약간 증가하고 있다.

의원의 경우에도 1989-92년 기간에 동일 증진료권내 입원진료율은 약간 증가하고 있으나, 의료기관 도달 소요시간 1시간 이상의 비율은 증가하고 있다.

표 6-2. 의료기관종류별 입원진료접근 편의도, 1989-92

구 분	종합병원			병 원			의 원		
	1992	1989	차이	1992	1989	차이	1992	1989	차이
<의료기관 소재지>									
동일증진료권내	69.1	65.3	3.8	77.5	79.1	-1.6	86.1	84.9	1.2
<소요시간>									
30분미만	45.2	56.9	-11.7	58.8	66.0	-7.2	69.4	81.4	-12.0
1시간이상	30.1	19.1	11.0	14.8	12.2	2.6	11.8	7.3	4.5

한편 의료기관종류별로 볼 때 동일 증진료권내 입원진료율은 종합병원에서 가장 낮고, 의원에서 가장 높다. 의료기관에 도달하는데 1시간 이상 소요비율은 종합병원에서 30.1%이며, 의원에서는 11.8%에 불과하다. 종합병원 선호경향이 강한 현실에서 종합병원 이용자의 편의도는 1989-92년 기간에 개선되지 않고 있음을 알 수 있다.

3. 要 約

병의원 이용자의 이용 편의도가 동일 증진료권내 이용률과 의료기관 도달 소요시간의 분포로 분석되었다. 외래진료나 입원진료에 있어서 동일 증진료권내 이용률은 1989-92년 기간에 약간 증가하고 있다. 이는 그간 의료시설의 확대와 의료전달체계의 운영성과에 기인된 것으로 해석된다.

그러나 의료기관에 도달하는데 1시간 이상 소요한 이용자의 비율은 1989-92년 기간에 외래진료나 입원진료에서 증가경향을 나타낸다. 특히 입원진료에서 1시간 이상 소요비율은 증가하고 30분미만 소요비율은 현저히 감소하고 있다. 소요시간에 구애받지 않는 유명한 또는 대규모 병원 선호성과 도시내 교통체증의 심화 등이 의료기관 도달 소요시간을 증가시키고 있고, 앞으로도 계속 이러한 경향은 지속될 것으로 전망된다.

第 7 章 支出醫療費

1. 緒 論

최근 국제적인 의료보장 방향을 보면 특히 선진국을 중심으로 재정의 안정화에 관심을 쏟고 있는데 의료비의 절감이 주요 정책 이슈의 하나가 되고 있다. 우리나라의 경우 그간 소득의 꾸준한 증가와 의료보장제도의 확대에 힘입어 1980년대에 들어서면서부터 의료비가 급격하게 상승하기 시작하였고 최근들어 더욱 가속화되고 있다. 이와 같은 추세는 앞으로 소득 수준의 지속적 증대, 인구의 노령화 경향, 의료 서비스의 고도화와 의료 기술의 발전 등 여건의 변화와 함께 계속될 것으로 전망된다.

이러한 의료비 상승의 문제는 특히 미국을 위시한 서독, 캐나다 등에서 심각한 정책적 관심사가 되고 있어 비용억제를 위한 활발한 연구활동을 전개하고 있다. 의료비에서 관심이 되는 것은 지출의료비(본인부담액)이다.

지출의료비는 크게 의료이용량과 가격, 이용강도에 의해서 결정된다. 물론 인구학적 요인과 의료보장 여부 등이 의료이용량과 강도에 영향을 주고 간접적으로 지출의료비에 영향을 미친다. 본 연구에서는 개인수준에서 지출의료비에 영향을 미치는 요인을 알아보기 위해 Andersen모형의 개인속성, 능력변수, 의료요구, 의료이용의 관계에 건강행위와 지출의료비를 포함시켜 지출의료비와 다른 요인과의 관계를 다중선행회귀분석과 공변량구조분석을 통해서 알아 보고자 한다.

여기서 지출의료비는 개인이 15일간 치료원(治療源)에 지출한 총액이다. 조사대상 기간(15일간) 이전에 의료비를 지급해서 조사대상 기간내 약을 복용한 경우 또는 조사대상 기간에 입원 중인 경우에 일당 평균 지출비를 계산하여 지출의료비에 포함되었다.

2. 研究方法

가. 資料 및 變數

본 연구에서 사용된 자료는 1989년에 실시한 국민건강조사와 보건
의식행태조사에서 20-59세 성인 5,199명을 대상으로 얻은 조사자료이다.

본 연구에서 사용된 변수는 표 7-1과 같다.

표 7-1. 사용된 변수, 1989

변 수	측 정
거주 지역	0-시부, 1-군부
성	0-남, 1-여
연 령	실수기재(20-59)
결혼상태(1)	0-미혼, 이혼, 사별, 기타 1-유배우
결혼상태(2)	0-미혼, 유배우 1-이혼, 사별, 기타
교육수준	0-무학, 6-국졸, 9-중졸, 12-고졸, 14-전문대졸, 16-대졸이상
의료보장(1)	0-없음, 의료보험 1-의료보호
의료보장(2)	0-없음, 의료보험 1-의료보험
선호치료원	0-없음, 1-있음
생활수준	1-하, 2-중, 3-상
평소 건강상태	1-건강하지 않음, 2-보통임, 3-건강함
주관적 건강상태	1-건강하지 않음, 2-보통임, 3-건강함
만성질환 여부	0-있음, 1-없음
체 중	0-평균체중, 1-과소, 과다체중
운동	0-함, 1-안함
흡연(1)	0-흡연무경험, 현흡연 1-과거흡연
흡연(2)	0-흡연무경험, 과거흡연 1-현흡연
숙면	0-함, 1-안함
음주	0-적당음주, 1-무음주와 매일 음주
아침식사	0-꼭 먹음, 1-안먹거나 가끔 먹음
건강보조제	0-복용함, 1-복용안함
건강행위실천	0-운동, 흡연, 음주, 숙면, 아침식사 중 한가지라도 함, 1-안함
병의원 방문수(연간)	실수에 로그를 취함
병의원 방문여부(연간)	0-없음, 1-있음
15일간 의료기관 방문수*	실수에 로그를 취함
지출의료비	실수에 로그를 취함

* 의료기관에는 모든 치료원 포함.

나. 分析模型 및 分析方法

본 연구에서 사용된 다중선형회귀모형을 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{지출의료비} = f(\text{거주 지역, 성, 연령, 결혼상태, 교육수준, 의료보장,} \\ \text{선호치료원, 생활수준, 평소 건강상태, 주관적 건강상태,} \\ \text{만성이환여부, 체중, 운동, 흡연, 숙면, 음주, 아침식사,} \\ \text{건강보조제 복용, 건강행위실천, 연간 병원 방문수,} \\ \text{연간 병원 방문여부, 15일간 의료기관 방문수}) \end{aligned}$$

다중선형회귀분석으로 다른 독립변수의 효과가 고려된 상태에서 각각의 독립변수가 지출의료비에 미치는 직접적인 영향과 모든 독립변수가 전체 지출의료비의 변량을 어느 정도 설명할 수 있는지 알 수 있다.

그러나 회귀분석에서 독립변수 간의 상관관계가 고려되지 않아서 변수간에 상관관계가 있을 때 회귀계수의 해석이 어려울 뿐아니라 여러 개의 측정변수가 하나의 이론변수를 나타내더라도 마치 별개의 독립변수인 것처럼 취급되고 있다. 따라서 본 연구에서는 이러한 문제를 해결하기 위하여 이론모형의 인정을 위해 Jöreskog(1973)의 공변량구조모형을 이용하여 관련 변수간의 상호적인 관계를 Andersen모형을 수정한 그림 7-1과 같이 구축하여 이를 분석코자 한다.

이 모형은 이론변수 간의 관계를 나타낸 것으로 개인속성은 어느 변수의 영향을 받지 않는 외생변수이고 능력변수, 건강행위, 의료요구, 의료이용, 지출의료비는 다른 변수에 의해서 영향을 받는 내생변수이다. 이 모형에 의하면 지출의료비는 의료이용과 의료요구에 의해서 직접영향을 받고 개인속성, 능력변수, 건강행위는 의료이용과 의료요구를 통해 지출의료비에 영

향을 미친다. 또한 의료이용은 개인속성, 능력변수, 의료요구에 의해서 직접영향을 받으며 건강행위에 의해서는 의료요구를 통해서 간접적으로 영향을 받는다. 의료요구는 개인속성, 능력변수, 건강행위에 의해서 직접 영향을 받으며 능력변수와 건강행위는 개인속성에 의해 직접영향을 받는다. 이들 이론변수의 측정변수는 다중선행회귀분석에서 유의한 독립변수로 선택된 변수이다.

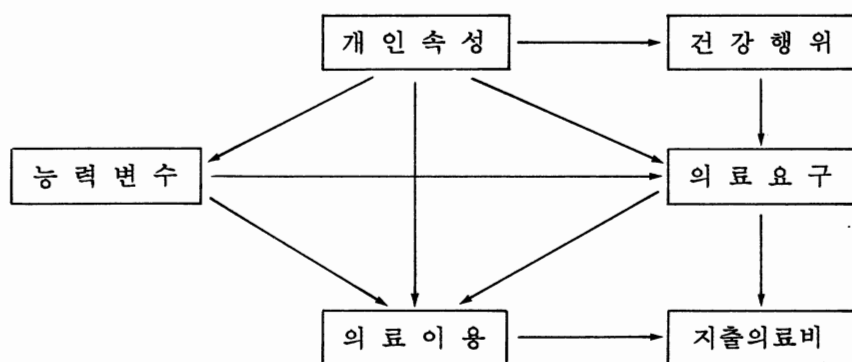


그림 7-1. 공변량구조모형

SPSS를 이용하여 먼저 대상자의 개인속성변수, 능력변수, 건강행위, 의료요구, 의료이용별로 지출의료비가 기술분석(descriptive analysis)되고, 다음 단계로 이들 변수들이 지출의료비에 미치는 영향을 알아보기 위해 회귀분석을 하였다. 다음으로 회귀분석에서 지출의료비에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 변수를 선택하여 공변량구조모형을 그림 7-1과 같이 설정한 후 이 가설적 모형의 부합도에 대한 분석 및 가설검정, 이론구조를 밝히기 위해 LISREL 7을 이용하여 공변량구조분석을 하였다.

3. 分析結果

가. 記述分析

표 7-2에 의하면 20-59세 성인 5,199명을 대상으로 조사한 15일간 평균 지출의료비는 7901.7원으로 군부지역 거주자들의 지출의료비가 시부지역 거주자 보다 2.21배 많고 여자 대상자들이 남자 대상자들보다 1.37배 많으며 연령별로는 연령이 많을수록 지출의료비도 많은 것으로 조사되었다.

결혼상태는 이혼, 사별, 기타 그룹에서 지출의료비가 가장 많은데 이는 주로 만성이환율이 높은 고연령층이 이혼, 사별, 기타 그룹에 속하기 때문이며 교육수준은 낮을수록 지출의료비가 많은 것으로 조사되었다. 이 역시 만성이환율이 높은 고연령층일수록 교육수준이 낮은 것과 관련이 있다.

의료보장종류별 지출의료비는 의료보호인 경우 가장 많고 의료보험이 없는 경우가 다음으로 많고 의료보험의 경우 지출의료비가 가장 적었다.

건강상태가 건강하지 않은 그룹에서 만성이환이 있는 그룹은 없는 그룹보다 지출의료비가 9.6배에 해당되며 15일간 의료기관 방문수가 많을수록 지출의료비가 많다. 생활수준은 낮을수록 지출의료비가 많다.

표 7-2. 독립변수별 15일간 인구 1인당 평균 지출의료비, 1989

독립변수	N	평균(단위: 백원)	표준편차
전 체	5,173	79.017	3.254
지역			
시 부	3,839	60.258	200.902
군 부	1,333	133.041	304.011
성			
남	2,463	65.986	215.482
여	2,709	90.866	249.182
연령			
20-29	1,570	43.298	177.308
30-39	1,663	60.922	201.782
40-49	1,118	101.188	264.147
50-59	822	153.717	313.536
결혼상태			
미 혼	795	39.029	166.004
유배우	4,165	82.911	239.902
이혼, 사별, 기타	211	153.293	302.655
교육수준			
무 학	171	209.485	359.703
국 졸	1,048	152.437	318.125
중·고졸	2,992	62.181	205.912
대 졸	961	28.243	131.728
의료보장			
없 음	278	92.507	249.665
의료보험	4,658	73.118	225.079
보호/부조	222	187.287	347.689
평소 건강상태			
건강하지 않음	757	239.832	360.636
보통임	1,075	95.658	251.823
건강함	3,341	37.214	165.194
만성이환 여부			
없 음	4,072	27.970	139.525
있 음	1,101	267.803	374.416

표 7-2. 독립변수별 15일간 인구 1인당 평균 지출의료비, 1989 (계 속)

독립변수	N	평균(단위: 백원)	표준편차
전 체	5,173	79.017	3.254
병의원 방문여부(연간)			
없 음	2,578	56.237	204.486
있 음	2,594	101.670	258.189
병의원 방문횟수(연간)			
0	2,578	56.237	204.486
1	742	54.958	198.834
2-20	1,697	113.110	271.429
21+	155	199.719	314.732
15일간 의료기관방문수			
0	4,174	66.435	233.336
1	420	81.484	168.706
2	225	100.070	197.992
3-4	194	165.075	264.703
5+	158	268.403	297.301
선호치료원			
없 음	3,681	79.916	236.090
있 음	1,491	76.798	228.992
생활수준			
하	1,154	113.684	281.475
중	2,227	72.855	224.212
상	1,635	58.549	200.167
주관적 건강상태			
건강하지 않음	850	228.611	357.107
보통임	1,290	76.556	230.660
건강함	3,032	38.141	164.834
체중			
평균체중	2,978	62.291	208.754
과소, 과다체중	2,153	101.190	261.967
운동			
안 함	4,075	86.757	245.483
함	1,097	50.331	182.894

표 7-2. 독립변수별 15일간 인구 1인당 평균 지출의료비, 1989 (계 속)

독립변수	N	평균(단위: 백원)	표준편차
전 체	5,173	79.017	3.254
흡연			
안 함	3,026	82.592	238.726
함	2,145	74.039	227.346
적당한 음주*			
안 함	2,974	95.793	257.315
함	2,196	56.286	196.000
숙면			
안 함	1,377	81.002	231.963
함	3,792	78.061	234.450
규칙적인 아침식사			
안 함	1,346	77.473	230.308
함	3,826	79.578	235.406
건강보조제 복용			
안 함	2,750	78.285	235.721
함	2,422	79.848	232.179
건강행위실천			
안 함	30	170.780	327.864
함	5,142	78.480	233.326

* 적당한 음주: 무음주 또는 매일음주자가 아닌 음주자

나. 多變量分析

앞에서 살펴 본 변수들과 지출의료비에 대한 관계를 알아 보기 위해 회귀분석을 한 결과 표 7-3과 같다. 이 때 종속변수인 지출의료비는 오른쪽으로 기울어져 있어서 $\log(\text{지출의료비})$ 로 변형하여 분석하였다.

분석결과 15일간 의료기관 방문수가 가장 유의한 변수였고 만성이환 여부는 다음으로 유의한 변수로 밝혀졌다. 이외에 지역, 교육수준, 의료보장 여부, 건강상태, 숙면 등이 유의한 변수로 나타났다. 이들 변수들을 회귀분석에 다 포함할 경우 $\log(\text{지출의료비})$ 분산의 48.3%를 독립변수에 의해서 설명되어지며 전체 모형의 적합도도 유의한 것으로 나타났다 ($F=191.69$, $df=25$, $5,178$ $p<.0001$).

이와같은 회귀분석 결과는 15일간 의료기관 방문횟수가 많고, 건강하지 않으며, 의료보장 미수혜자, 군부에 거주하고 교육수준이 낮을수록 지출의료비가 많아짐을 나타낸다. 이는 이들 취약계층의 높은 지출의료비 부담이 정책적 관심이 됨을 의미한다. 그러나 회귀식에 포함된 변수 중에서 유의하지 않은 변수 즉, 성, 연령, 생활수준 등에 의한 지출의료비 부담의 차이는 없는 것이다.

다음으로 관심을 가졌던 것은 건강행위실천이 지출의료비를 감소시키는가 하는 것이다. 이 회귀식의 결과에서 숙면을 제외하고 운동, 금연, 적당한 음주, 규칙적 아침식사, 건강보조제 복용 등은 지출의료비에 대한 효과가 없다. 이는 건강행위가 만성이환 이전에 실천되어야 질병의 사전적 예방효과가 크지만, 실제에 있어 만성이환 후에 실천하는 경향이 뚜렷하기 때문에 이러한 현상을 반영하고 있는 것으로 해석된다.

표 7-3. 지출의료비를 종속변수로 한 회귀모형, 1989

독립변수	B	SE B	BETA	T	p-value
지역	.135	.056	.027	2.432	.0150
성	.060	.078	.014	.770	.4412
연령	.003	.003	.013	.958	.3379
결혼상태(1)	-.067	.074	-.012	-.911	.3623
결혼상태(2)	.103	.143	.009	.719	.4719
교육수준	-.020	.008	-.034	-2.499	.0125
의료보장(1)	-.335	.147	-.031	-2.273	.0230
의료보장(2)	-.076	.101	-.010	-.755	.4500
만성이환 여부	-1.700	.068	-.318	24.822	.0000
연간 병의원 방문여부	.116	.072	.027	1.612	.1070
연간 병의원 방문수	-.052	.039	-.023	-1.333	.1827
의료기관 방문수 (15일간)	1.981	.048	.468	41.629	.0000
선호치료원	-.037	.049	-.008	-.760	.4473
생활수준	-.044	.034	-.015	-1.313	.1892
평소 건강상태	-.106	.051	-.036	-2.086	.0370
주관적 건강상태	-.117	.047	-.040	-2.472	.0135
체중	.045	.045	.010	.994	.3204
운동	.058	.057	.011	1.011	.3120
흡연(1)	.097	.116	.010	.842	.4000
흡연(2)	.039	.077	.009	.509	.6104
적당한 음주	.040	.051	.009	.787	.4315
숙면	-.141	.052	-.028	-2.725	.0065
규칙적인 아침식사	.056	.053	.011	1.054	.2918
건강보조제 복용	.036	.047	.008	.781	.4350
건강행위실천 (상 수)	.002	.198	9.0E-05	.008	.9934
	2.755	.233		11.814	.0000

$$F_{25,5173} = 191.685(p < .0001) \quad R = .697$$

다음으로 회귀분석에서 통계적으로 유의한 변수를 선택하여 공변량구조 분석이 시도되었다.

다음은 LISREL에서 제공하는 앞에서 제시한 연구모형의 분석결과로서 이들 지수를 통해 모형의 이론적 타당성과 이론변수 및 측정변수 간의 관계를 살펴보고자 한다.

측정모형에 대한 요인계수와 다중상관자승치(SMC)

측정모형의 네개의 특징수 행렬(Lamda y, Lamda x, Theta epsilon, Theta delta)에서 측정치를 살펴보면, 이론변수를 측정하는데 측정변수가 적절히 선택되었는지 알 수 있다.

본 연구에서 이론변수인 개인속성은 연령, 교육정도, 거주지역으로 측정되어 세개의 측정변수를 가졌다. 이 측정변수에 대한 Lamda x값을 보면 연령의 Lamda x값을 1로 고정했을 때 교육의 측정값이 $-.780(T = -19.717)$, 거주지역이 $.177(T = 8.041)$ 로 적절한 것으로 나타났다. 측정변수로서의 정당성을 더 객관적으로 알아보기 위해 다중상관가중치(Squared Multiple Correlation)를 살펴보면 연령, 교육수준, 거주지역의 SMC가 각각 $.609$, $.370$, $.019$ 로 이들 측정변수의 변량 중 이론변수에 의해서 설명되어지는 정도를 나타낸다. 이들 측정모형의 결정계수는 $.684$ 로 개인속성이라는 이론변수 분산의 약 68%가 이들 세 측정변수에 의해서 설명되고 있음을 나타낸다.

이론 측정변수에 대한 Lamda y값을 살펴보면 의료요구를 제외한 모든 이론변수가 각각 1개의 측정변수를 가지고 있어서 Lamda y값을 1로 고정하였다. 의료요구는 평소 건강상태, 주관적 건강상태, 만성이환 여부로 측정

되어 세계의 측정변수를 갖는데 평소 건강상태의 Lamda y값을 1로 고정했을 때 주관적 건강상태의 측정값이 .931($T = 64.832$), 만성이환 여부가 .671($T = 45.883$)로 이들 측정변수가 적절한 것으로 나타났다.

측정모델 중 이들 y변수 의료보험, 건강행위실천 여부, 평소 건강상태, 주관적 건강상태, 만성이환 여부, 15일간 의료기관 방문수, 15일간 지출의료비에 대한 SMC는 각각 .999, .999, .821, .712, .376, .999, .999이며, y변수들 전체로 이루어지는 측정모델의 결정계수는 1.000으로 좋은 측정모형인 것으로 나타났다.

이론모델에 대한 요인계수와 다중상관자승치(SMC)

표 7-4는 이론모델의 내생변수의 요인계수의 추정치와 방향을 제시하고 있다.

표 7-4. 가설적 모형의 계수추정, 1989

To	From	Gamma/Beta	T-value	SMC	PSI
능력변수	개인속성	.120	5.487	.009	.990
건강행위	개인속성	.060	2.758	.002	.997
의료요구	개인속성	-.478	-17.961	.170	.682
	능력변수	.026	2.045		
	건강행위	-.026	-1.992		
의료이용	개인속성	.049	2.104	.122	.877
	능력변수	-.002	-.153		
	의료요구	-.366	-20.220		
지출의료비	의료요구	-.328	-23.992	.430	.569
	의료이용	.491	43.048		

Total coefficient of determination = .178

이론모델의 능력변수에 대한 개인속성의 영향을 살펴보면 .120으로 양의 유의한 직접효과를 보였다. 건강행위에 대한 개인속성의 영향은 .060으로 양의 유의한 직접효과를 보였다. 의료요구에 대한 개인속성의 영향은 -.478로 음의 유의한 직접효과를 보였고 능력변수의 영향은 .026으로 양의 유의한 직접효과를 보였고 건강행위의 영향은 -.026으로 음의 유의한 직접효과를 나타냈다. 의료이용에 대한 개인속성의 영향은 .049로 양의 유의한 직접효과를 보이며 능력변수와 의료요구의 영향은 -.002, -.366으로 전자는 음의 직접효과를, 후자는 음의 유의한 직접효과를 보였다.

지출의료비에 대한 의료요구의 영향은 -.328로 음의 유의한 직접효과를 보였고 의료이용의 영향은 .491로 양의 유의한 직접효과를 보였다. 연구 모형의 이론변수들의 결정계수는 .178로 나타났다.

전반적 지수

본 연구의 가설적 모형에 대한 LISREL에서 제공하는 전반적 부합치는 다음과 같다.

Chi-square with 22 degrees of freedom = 1402.61 ($p < .001$)

Goodness of fit index = .949

Adjusted goodness of fit index = .904

따라서 본 연구의 모형은 자료에 잘 맞는 모형이며 자료의 변량, 공변량을 잘 설명하는 것으로 나타났다.

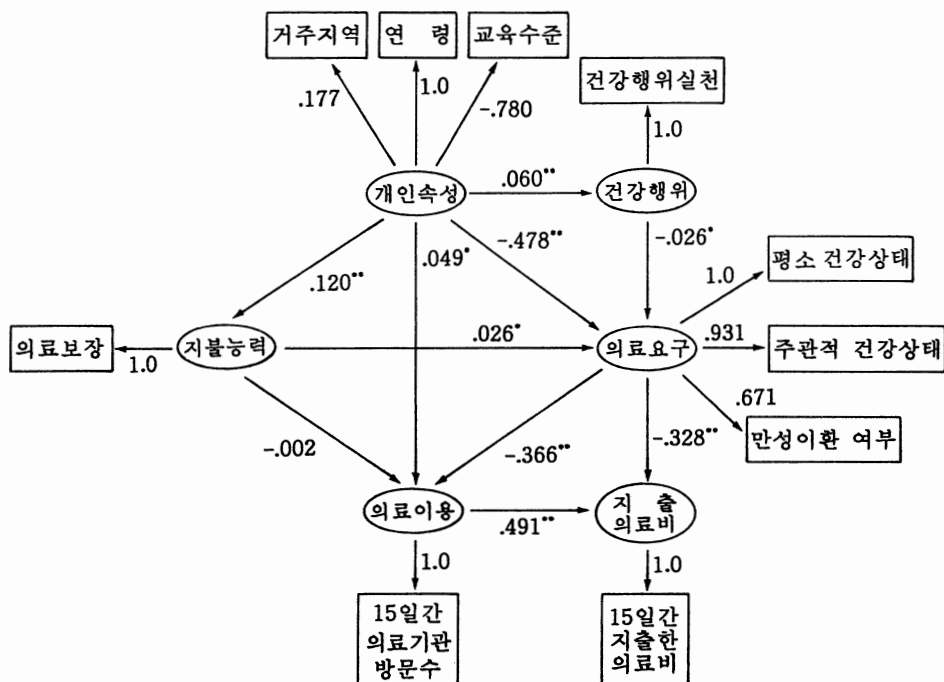
다음으로 모형에 나타난 이론변수 간의 간접효과를 살펴보면 표 7-5와 같다.

개인속성이 의료요구에 미치는 간접효과는 .002이고 의료이용에 미치는 간접효과는 .174, 지출의료비에 미치는 간접효과는 .266인 것으로 나타났다. 능력변수가 의료이용과 지출의료비에 미치는 간접효과는 -.010과 -.014로 나타났다. 건강행위가 의료이용과 지출의료비에 미치는 간접효과는 .009와 .013으로 나타났다. 의료요구변수가 지출의료비에 미치는 간접효과는 -.179로 나타났다.

표 7-5. 모형의 직접, 간접, 전체 효과, 1989

Latent Variable		Direct	Indirect	Total
To	From			
능력변수	개인속성	.120	-	.120
건강행위	개인속성	.060	-	.060
의료요구	개인속성	-.478	.002	-.476
	능력변수	.026	-	.026
	건강행위	-.026	-	-.026
의료이용	개인속성	.049	.174	.223
	능력변수	-.002	-.010	-.012
	건강행위	-	.009	.009
	의료요구	-.366	-	-.366
지출의료비	개인속성	-	.266	.266
	능력변수	-	-.014	-.014
	건강행위	-	.013	.013
	의료요구	-.328	-.179	-.507
	의료이용	.491	-	.491

공변량구조분석의 결과를 정리해 보면 그림 7-2와 같다.



* $p < .05$ ** $p > .001$

그림 7-2. 공변량구조분석 결과

4. 要約

이 연구는 1989년에 실시한 국민건강조사에서 보건의식행태조사를 위하여 추출된 20-59세 성인 5,199명을 대상으로 하였다. 이 연구는 지출 의료비에 영향을 주는 요인을 찾아내고 요인간의 관계를 규명하기 위해 다중회귀분석과 공변량구조분석을 하였다.

다중회귀분석에서는 15일간 지출의료비를 가장 잘 설명해주는 변수로는 의료이용량을 나타내는 15일간 의료기관 방문수이며 다음으로 유의한 변수

는 만성이환 여부인 것으로 나타났다. 이외에 거주지역, 교육수준, 의료보장, 건강상태, 속면이 유의한 설명변수로 나타났다.

공변량구조분석에는 다중회귀분석에서 유의한 설명변수인 여러 개의 측정변수를 묶어서 이론변수를 구축하고 이들 변수간의 관계를 검정하고 이론 변수들간의 직접 및 간접효과를 살펴 보았다. 본 연구에서 사용된 모형은 Andersen의 의료이용모형을 수정한 모형으로 지출의료비는 의료이용과 의료요구에 의해서 결정되며 의료이용은 개인속성, 능력변수, 의료요구에 의해서 결정되며, 의료요구는 개인속성, 능력변수, 건강행위에 의해서 영향을 받게 되며 능력변수와 건강행위에는 개인속성에 의해 영향을 받는다.

구축된 모형의 LISREL분석 결과 개인속성이 능력변수에 양의 유의한 영향($\gamma=.120$)을 미치며 의료요구에 음의 유의한 영향($\gamma=-.478$)을 미쳤다. 또한 능력변수는 의료요구에 유의한 양의 영향($\beta=.026$)을 미치는 것으로 나타났다.

의료요구는 의료이용과 지출의료비에 각각 유의한 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다($\beta=-.366$, $\beta=-.328$). 의료이용은 지출의료비에 유의한 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다($\beta=.491$).

참 고 문 헌

- 권순원, 국민의료비의 추이와 의료비안정화 대책, 한국개발연구원, 1988.
- 명재일, 연령 및 교육수준이 의료비 지출에 주는 영향, 연세대학교 대학원
경제학과 석사학위 논문, 1984.
- 명재일, 박광훈, 사공진, 국민의료비 추계에 관한 기초연구, 한국의료관리
연구원, 1993.
- Jöreskog & Sörbom, LISREL 7: A Guide to the program and
applications, SPSS Inc., 1988.

第 8 章 健康行爲實踐과 健康狀態

1. 先行研究

건강상태에 관련된 많은 연구에서 가족 혹은 개인에게 있어서 건강관련 행위와 건강수준 간의 유의한 상관관계를 보고하고 있다. 건강행위를 하는 것이 건강수준 향상에 영향을 미치는 것으로 밝혀졌다.

Kasl과 Cobb(1966)에 의하면 건강행위는 “질병을 예방하거나 무증상 단계인 질병을 발견함으로써 건강하게 되기 위해 취하는 행동”이라고 정의된다. 그러므로 건강행위는 질병이나 환자역할 행위와는 구별된다.

건강행위의 연구는 초기에는 주로 의학적으로 증명된 예방행위를 선정하고 선정된 예방행위의 수행과 관련된 설명변수들의 효과를 알아보는 식으로 추진되어 왔다. 거의 공통적으로 연구된 예방행위들은 크게 두 가지로 나눌 수 있다. 하나는 의료 전문가와의 접촉(규칙적인 신체 및 치과 검진, 예방접종, 산전 간호)이고 또 하나는 전문가의 처방(콜레스테롤의 섭취제한, 체중 조절, 규칙적인 운동)을 수행하는 일이다. 이러한 건강행위의 실천은 질병발생을 줄인다고 믿어지고 있기 때문에 건강행위의 수행은 더욱 촉진되곤 했다. 이러한 연구들에 힘입어 의학적으로 증명된 건강행위에 관한 많은 정보가 축적되고 있다.

최근에는 의학적으로 증명된 예방행위 외에 질병예방이나 조기 사망의 예방과 관련된 행위에 관한 연구들이 수행되고 있다. 이러한 행위는 많은 사람들이 건강을 보호하기 위해 필요하다고 생각하며 실천하는 행동으로서

건강보호행위(health protective behavior)라고 한다. 이 건강보호행위는 의학적인 증명 여부와는 관계없이 실시되고 객관적으로 보아서 효과가 있는지의 여부와는 상관없이 실시되는 거의 습관화된 행동으로서 건강을 보호, 유지, 증진시키기 위해서 실시되는 행동이다. 이러한 건강행위가 주로 어떤 사람들에 의해서 실시되는 지는 Rosenstock과 그의 동료들(Rosenstock, 1966, 1969, 1974)의 연구를 보면 알 수 있다. 이들은 건강신념 모델(health belief model)에서 예방적 건강행위를 1) 질병의 위험을 느낀 사람 2) 예방적 행위가 비용 이상의 이득을 줄을 인지한 사람 3) 행동을 취하게 하는 어떤 계기를 만난 사람 4) 일련의 인구학적, 구조적, 사회심리학적 요소들을 가진 사람들이 수행하는 행위라고 보았다. 이 모델은 Becker와 그의 동료들(Becker, 1974; Becker et al., 1974; Becker, Maiman, 1975; Becker, Haefner, et al., 1977a; Becker, Maiman, et al., 1977b)에 의해서 더욱 확장되고 수정되어 예방적 건강행위만이 아닌 더욱 많은 유형의 건강관련 행위를 설명할 수 있게 되었다. 수정된 건강신념 모델에서는 건강관련 행위의 수행자를 훨씬 포괄적인 의미로 사용한다. 즉, 1) 행위를 수행하도록 동기화된 사람 2) 질병의 위험을 감소시키는게 가치가 있다고 인지한 사람 3) 건강행위가 위험을 줄일 것이라고 믿는 사람 4) 일련의 인구학적, 구조적, 접근 가능성 요인을 가진 사람들이 취하는 행위를 건강관련 행위라 한다.

건강행위가 예방적 의미의 행위만이 포괄적인 의미의 건강관련행위를 다룬다 보니 개인의 평소 습관과 건강수준의 관련성을 다루는 연구가 많이 이루어지고 있다. 또 임상검사, 사망률, 인구의학적 연구에 근거해서, 건강을 위해서는 건강습관이 중요하다는 인식이 최근들어 증가하고 있는 추세이다. 따라서 건강습관이 보급된 정도를 측정하고 건강습관과 건강수준과의 관계를 규명하는 자료를 얻기 위한 수많은 연구 외에도 연구의 초점을 개인의 태도(건강에 대한 신념)와 개인의 주변 환경을 규명하는 일एका

지도 두고 있다. 건강습관을 연구할 때 개인에 국한하지 않고 주변환경까지도 포함하여야 하는 이유는, 어려서부터 형성된 습관적인 행동은 거의 상실되지 않는 반면 새로 습득한 태도나 행동의 변화는 단기간 유지될 뿐 변화를 일으킬 만큼 장기간 유지되는 경우는 드물기 때문이다. 이는 주변 환경이 개인의 변화된 태도가 유지되도록 조성되지 않음에 기인한다. 그러므로 건강행위의 변화는 단순히 개인적인 문제가 아니라 집단과 사회의 문제이며 개인의 건강습관은 개인에게서만 국한되어 이해될 수 없다 (Zimmerman, Connor, 1989).

1960년대 중반 미국의 Alameda County에서 실시한 연구에서 장래의 건강 수준과 관련이 있으며 장기적인 생존과도 관련이 있는 건강습관 7가지를 규명하였다. 이를 보통 'Alameda 7'이라 부르며, 그 습관들은 1) 금연 2) 술을 한자리에서 다섯잔 이하로 마시는 일 3) 밤에 7-8시간의 수면을 취하는 일 4) 운동 5) 키에 맞는 체중을 유지하는 일 6) 군것질을 삼가하는 일 7) 규칙적인 아침식사 등이다(Schoenborn, 1986). Alameda 연구에 의하면 일곱가지 습관을 가진 사람들이 그렇지 않은 사람들보다 더 오래 살았으며, 건강습관을 많이 지니고 있는 사람일수록 건강한 경향을 보였다고 한다.

위에서 언급한 'Alameda 7'의 수행 정도를 알아보기 위해 NHIS에서 미국의 성인집단을 대상으로 하여 수차례 조사하였다. 그러나 이들 관련 요인 중 흡연, 음주, 운동, 체중조절 행위에 관심을 가지고 많은 연구가 진행되었으며 이외의 다른 건강행위들에 관한 연구는 드물다. 최근에 'Alameda 7' 외의 건강행위로 균형잡힌 식사(과일, 채소, 통밀을 먹고 카페인과 소금의 섭취는 제한)와 사회관계의 유지가 제시되고 있다.

건강정도나 수명과 건강습관과의 관계를 보는 연구 외에도 어떤 건강습관이 어떤 상황에서 많이 이루어지거나 전혀 수행되지 않는지를 보는 연구

와 건강습관과 병원 이용률과의 관계를 보는 연구도 많다. Harris와 Guten(1979)이 보통의 성인들이 가장 많이 가지고 있는 건강습관이 무엇인지를 보기 위해 842명의 무작위로 선정된 성인에게 “당신의 건강을 유지하기 위해 당신이 실천하는 것 중 가장 중요한 세 가지는 무엇입니까?”라는 질문을 하였다. 그 결과 가장 많은 비중을 차지한 것은 음식섭취(71.3%)였고 그 다음은 수면이나 휴식(46.1%), 운동(35.5%), 의료진과의 만남(18.8%), 개인 위생(14.5%), 심리적·정서적 안정(12.6%), 체중 관찰(9.7%), 흡연량을 줄이거나 금연(8.8%), 약물사용(7.8%), 술(6.8%), 신체활동(5.6%), 일반적인 환경(5.1%), 가정과 직장환경(3.1%), 약물섭취 혹은 술 이외의 다른 것을 섭취(2.4%), 기타(0.5%)였다. 그리고 응답자 중에서 2.6%(22인) 만이 아무 것도 하지 않는다고 대답했으며 0.2%(2인) 만이 아무 것도 할 수 없다고 대답하였다.

Belloc과 Breslow(1986)가 일곱가지의 건강습관이 실행되고 있는 정도를 18세 이상의 성인을 대상으로 사회인구학적 특성별로 알아 본 결과 일반적으로 남자가 여자 보다 흡연, 음주, 운동을 더 많이 하였다. 젊은층이 노년층보다 아침을 더 자주 굶고 군것질과 음주를 많이 했으며 젊은 여성은 나이 많은 여성보다 흡연을 더 많이 하고 있었다. 대부분의 건강행위에서 교육, 소득, 인종 간의 차이가 있는 것으로 나타났다. 다른 어떤 특성 보다도 흑인은, 특히 흑인여성은, Alameda의 기준에 비추어 보아 비건강한 생활습관을 가진 그룹이었다. 결론적으로 보아, 미국에서 대부분의 성인이 건강습관을 지키고 있으나 사회적, 경제적으로 낮은 계층에 속하는 사람들은 아직도 건강습관을 지키지 않는 경향을 보였다.

Leigh와 Fries(1987)가 미국의 한 은행 은퇴자 1,864명을 대상으로 하여 건강행위, 나이, 성별, 교육정도 간의 관계를 보았다. 그 결과 1) 건강행위 간에는 서로 강한 양의 상관관계를 보였고 비건강행위들과는 음의 상관

관계를 보이고 있었다. 2) 나이는 통계적으로 유의한 변수로서 섬유소의 소비, 지방의 소비, 운동 부족과 양의 상관관계를 보였으나 흡연과는 음의 상관관계를 보이고 있었다. 3) 여성이 남성 보다 더 많이 흡연하고 안전 벨트를 착용하고 섬유소가 많은 음식을 섭취했다. 남성은 여성보다 더 운동을 많이 하고 과다하게 음주했다. 4) 교육은 통계적으로 유의하며 섬유소가 들어 있는 식사하고만 양의 상관관계를 보였고 그 외의 다른 습관과는 관련이 없었다. 5) 여러 건강습관들 중에서 섬유소의 소비는 다른 모든 습관들과 가장 일관성있게 관계를 보이는 건강습관이었다.

성인을 대상으로 하여 건강습관이 어떤 변수와 유의한 관계가 있는 지를 보는 연구를 통하여 사회인구학적 특성과 건강습관 간의 관계는 많이 밝혀졌다. 더 나아가 건강습관이 형성되기 위해서는 어떤 변수를 필요로 하는 지를 보기 위해 Farrad와 Cox(1993)가 사춘기 전 어린이의 건강행위에 사회인구학적 변수, 건강경험, 가족의 기능, 자존감, 내적 동기화, 건강인식 등이 미치는 영향을 연구하였다. 9-10세의 아동 260명과 그들의 엄마를 대상으로 하여 자기보고 설문지에 답하게 했다. 그 결과 건강행위는 성별에 따라 다르고 자존감, 내적 동기, 건강에 대한 인지 등의 내생변수에 일부가 형성됨을 보였다. 이러한 내생변수들은 거의 고정화되어 변형되지 않는 것으로서 어느 정도는 수정이 되는 설명요인과 상호작용하여 건강습관의 형성에 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다.

위의 문헌고찰을 정리해 보면, 건강습관은 'Alameda 7'에서 규정한 일곱 가지 외에도 균형잡힌 식사, 사회관계, 개인 인생, 심리적·정서적 안정, 환경과 관련된 것 등 여러 종류가 있는 것으로 나타났다. 또한 건강습관의 수행정도는 성별, 연령별, 교육수준, 소득수준, 인종에 따라 내용과 정도가 다르며, 건강습관을 많이 가지고 있을수록 건강한 경향을 보였고 평균 수명도 긴 것으로 나타났다.

비록 여러 연구결과가 건강수준에 대한 건강행위의 유의한 효과를 입증하지만 이러한 연구결과와 건강행위가 건강수준에 미치는 효과를 입증하는데 사용된 일방향 인과모형에 대해 많은 문제가 제기되고 있다. 이러한 모형을 비평하는 연구자들은 건강행위로부터 건강수준으로 연결되는 일방향 인과관계를 가정하는 것이 잘못되었다고 지적하고 있다. 이는 모든 다른 변수의 값이 같다면 건강한 사람이 건강행위를 지속적으로 할 가능성이 높기 때문이다. 결과적으로 건강행위와 건강수준 간의 상관성은 인정할 수 있으나 건강행위가 어느 정도 건강수준의 결정요인인지, 건강수준의 결과인지 혹은 양쪽 모두인지 알 수 없다. 따라서 건강수준에 대한 연구를 할 때 건강행위가 건강상태에 영향을 미치거나 건강상태가 호전된다는 가정, 혹은 건강행위가 건강상태의 결과로 나타난 행위로서 건강상태에 직접적인 영향을 주지 않는다는 가정 하에서 이루어지고 있다. 이러한 논쟁 가운데 본 연구에서는 건강행위와 건강수준 간의 관계를 건강수준이 건강행위의 결과인 일방향모형을 구축하여 건강행위와 건강수준간 관계의 이해를 도모코자 한다. 비록 본 고에서 제시된 분석이 실제 건강행위와 건강수준 간의 인과관계를 반영하는 데 충분하지는 못하지만 각 모형의 계수를 살펴으로써 건강행위가 건강수준에 미치는 순수한 영향의 크기를 이해하는데 도움이 될 것이다.

2. 研究方法

가. 資 料

본 연구에서 사용된 자료는 1989년과 1992년에 실시한 전국 규모의 가구조사인 국민건강조사 대상가구의 1/2에 해당하는 표본가구에서 20-59세에 해당되는 성인에 대한 조사결과이다.

1989년 조사대상자 수는 40,230명이고 분석에 사용된 대상자수는 5,199명이며, 1992년 조사대상자의 수는 22,169명이고 분석에 사용된 대상자수는 2,799명이다. 자료는 가구면접조사 방법에 의해서 수집되었으며 조사기간은 약 1개월간 소요되었다. 조사내용은 사회적 요인, 건강관련 행위, 건강상태 등으로 구분되며 주요 변수로서 거주지, 성별, 연령, 결혼상태, 교육수준, 가구원수, 가구의 생활수준, 만성질환 유무, 평소 건강상태 등은 국민건강조사에서 수집되고, 흡연, 음주, 식습관, 수면, 운동과 체중조절, 건강보조제, 검진 등의 건강관련행위와 주관적 건강상태는 보건인식행태조사에서 수집되었다.

나. 分析模型 및 分析方法

본 연구에서 건강수준은 건강관련행위변수, 개인속성변수, 지불능력변수의 함수로 가정하였다. 분석에서 건강수준은 평소 건강상태와 주관적 건강상태로 제한하고 건강관련행위는 흡연, 운동, 적당한 음주, 적당한 수면, 규칙적인 아침식사로 제한하였다. 개인속성변수는 거주지역, 성, 연령, 교육정도, 지불능력변수는 생활수준, 의료보장으로 제한하였다. 분석에서 사용된 변수를 정리해 보면 표 8-1과 같다.

이들 변수간의 관계는 두개 이상의 종속변수를 동시에 분석할 수 있고 원하지 않는 변수의 효과를 통계적으로 통제가능케 하는 다변량공분산분석(MANOCOVA)을 이용하여 분석하였다. 다변량공분산분석에서 종속변수는 건강수준을 나타내는 평소 건강상태와 주관적 건강상태이며 독립변수는 건강관련행위의 여부를 나타내는 질적 변수이며, 공변량으로는 비록 건강수준에 영향을 미치나 본 연구의 주요 관심변수가 아닌 개인속성변수와 지불능력변수이다.

표 8-1. 분석에 사용된 변수

변수구분	변수명	정의
종속변수	평소 건강상태 ¹⁾	1: 건강하지 않음 2: 보통임 3: 건강함
	주관적 건강상태 ²⁾	1: 건강하지 않음 2: 보통임 3: 건강함
독립변수	흡연	0: 안함 1: 함
	운동	0: 함 1: 안함
	음주	0: 적당 1: 매일음주, 무음주
	수면*	0: 충분 1: 불충분
	아침식사	0: 규칙 1: 불규칙
공변량	거주지역	0: 시부 1: 군부
	성별	0: 남 1: 여
	연령	만나이
	교육수준	교육연수
	생활수준	1: 하 2: 중 3: 상
	의료보험(1)	0: 없음+의료보험 1: 의료보호
	의료보험(2)	0: 없음+의료보호 1: 의료보험

* 1992년의 경우 0: 7-8시간 수면, 1: 그외 시간 수면

1) 응답자가 가구원의 건강상태에 대하여 응답한 결과임.

2) 응답자 자신의 건강상태에 대한 응답결과임.

3. 分析結果

가. 記述分析

1989년과 1992년 자료에서 종속변수로 사용된 주관적 건강상태와 다른 변수간의 관계를 기술통계로 표 8-2와 표 8-4에 제시하였다.

표 8-2에 의하면 1989년 자료에서 모든 독립변수와 주관적 건강상태 간에는 유의한 상관관계가 있는 것으로 나타났으며 표 8-4에 의하면 1992년 자료에서는 규칙적인 아침식사를 제외한 모든 변수가 주관적 건강상태와 통계적으로 유의한 상관관계가 있는 것으로 나타났다.

표 8-2. 독립변수별 주관적 건강상태, 1989

독립변수	N	건강하지 않음	보통임	건강함
지역				
시부	3,859	543	989	2,328
군부	1,338	316	310	712
	$\chi^2=65.674$	D.F=2	p=.0000	
성				
남	2,480	339	545	1,596
여	2,717	520	753	1,443
	$\chi^2=68.844$	D.F=2	p=.0000	
연령				
20-24	606	51	120	435
25-29	972	79	236	657
30-34	1,005	132	287	586
35-39	662	96	158	409
40-44	569	116	166	287
45-49	553	136	135	282
50-54	483	132	124	227
55-59	348	117	74	157
	$\chi^2=282.863$	D.F=14	p=.0000	
교육수준				
무학	171	71	32	68
국졸	1,054	299	253	502
중졸	1,060	193	292	574
고졸	1,946	211	502	1,233
전문대졸	197	20	40	137
대졸이상	770	65	180	526
	$\chi^2=299.699$	D.F=10	p=.0000	
생활수준				
하	1,214	278	294	642
중	2,332	359	592	1,381
상	1,646	220	413	1,013
	$\chi^2=51.736$	D.F=4	p=.0000	
의료보장				
없음	277	46	58	172
보험	4,684	728	1,182	2,774
보호/부조	222	81	55	87
	$\chi^2=72.703$	D.F=4	p=.0000	

표 8-2. 독립변수별 주관적 건강상태, 1989

(계 속)

독립변수	N	건강하지 않음	보통임	건강함
흡연 안함 함	3,036 2,160	534 325	805 494	1,697 1,342
		$\chi^2=20.157$	D. F=2 p=.0000	
운동 함 안함	1,101 4,096	105 754	295 1,003	701 2,339
		$\chi^2=50.027$	D. F=2 p=.0000	
적당한 음주 함 안함	2,211 2,986	272 587	518 781	1,420 1,618
		$\chi^2=66.886$	D. F=2 p=.0000	
아침식사 함 안함	3,844 1,353	624 235	931 368	2,289 751
		$\chi^2=7.033$	D. F=2 p=.0297	
숙면 함 안함	3,810 1,386	575 284	925 373	2,309 729
		$\chi^2=31.764$	D. F=2 p=.0000	

평소 건강상태와 다른 독립변수와의 상관관계도 주관적 건강상태의 경우와 유사하다. 표 8-3에서 보는 바와 같이 1989년 자료에서 아침식사를 제외한 독립변수 모두가 평소 건강상태와 유의한 상관관계를 나타내고 있다.

표 8-5는 1992년의 평소 건강상태와 다른 독립변수와의 상관관계를 나타내고 있다. 흡연, 아침식사를 제외한 모든 독립변수에서 유의한 상관관계가 있다.

표 8-3. 독립변수별 평소 건강상태, 1989

독립변수	N	건강하지 않음	보통임	건강함
지역				
시부	3,859	469	779	2,612
군부	1,339	296	306	737
		$\chi^2=94.829$	D. F=2	p=.0000
성				
남	2,480	313	445	1,723
여	2,718	452	639	1,627
		$\chi^2=52.167$	D. F=2	p=.0000
연령				
20-24	606	31	103	472
25-29	972	67	182	723
30-34	1,005	115	210	680
35-39	662	74	140	448
40-44	570	93	149	329
45-49	553	134	115	304
50-54	483	136	112	235
55-59	348	114	74	160
		$\chi^2=363.296$	D. F=14	p=.0000
교육수준				
무학	172	70	36	66
국졸	1,054	282	236	535
중졸	1,060	177	263	620
고졸	1,946	173	399	1,374
전문대졸	197	18	26	153
대졸이상	770	44	124	602
		$\chi^2=394.296$	D. F=10	p=.0000
생활수준				
하	1,214	262	274	678
중	2,333	304	489	1,541
상	1,646	197	321	1,127
		$\chi^2=74.506$	D. F=4	p=.0000
의료보장				
없음	278	40	52	186
보험	4,684	641	979	3,065
보호/부조	222	81	53	89
		$\chi^2=97.680$	D. F=4	p=.0000

표 8-3. 독립변수별 평소 건강상태, 1989

(계속)

독립변수	N	건강하지 않음	보통임	건강함
흡연 안함 함	3,036 2,160	450 314	687 397	1,899 1,449
		$\chi^2=15.072$	D.F=2 p=.0005	
운동 함 안함	1,101 4,096	87 678	227 856	787 2,562
		$\chi^2=54.472$	D.F=2 p=.0000	
적당한 음주 함 안함	2,211 2,986	235 529	417 665	1,558 1,791
		$\chi^2=72.182$	D.F=2 p=.0000	
아침식사 함 안함	3,844 1,353	562 203	799 284	2,483 866
		$\chi^2=.184$	D.F=2 p=.9120	
숙면 함 안함	3,810 1,386	500 265	767 316	2,543 805
		$\chi^2=40.141$	D.F=2 p=.0000	

표 8-4. 독립변수별 주관적 건강상태, 1992

독립변수	N	건강하지 않음	보통임	건강함
지역				
시부	2,232	358	675	1,199
군부	565	134	184	247
		$\chi^2=24.743$	D.F=2	p=.0000
성				
남	1,303	159	418	726
여	1,494	332	442	721
		$\chi^2=48.491$	D.F=2	p=.0000
연령				
20-24	363	31	106	226
25-29	402	28	156	218
30-34	512	57	163	291
35-39	398	49	127	223
40-44	318	58	90	171
45-49	277	78	88	111
50-54	280	103	70	107
55-59	247	88	60	99
		$\chi^2=232.599$	D.F=14	p=.0000
교육수준				
무학	112	49	30	32
국졸	475	172	123	181
중졸	482	97	146	238
고졸	1,139	131	374	634
전문대졸	133	3	57	73
대졸이상	451	36	128	287
		$\chi^2=263.390$	D.F=10	p=.0000
생활수준				
하	786	169	231	386
중	1,345	227	409	709
상	662	95	219	348
		$\chi^2=13.940$	D.F=4	p=.0075
의료보장				
없음	131	24	34	74
보험	2,607	440	813	1,353
보호/부조	60	28	13	19
		$\chi^2=37.639$	D.F=4	p=.0000

표 8-4. 독립변수별 주관적 건강상태, 1992

(계 속)

독립변수	N	건강하지 않음	보통임	건강함
흡연 안함 함	1,673 1,124	330 161	503 357	840 606
		$\chi^2=13.729$	D. F=2 p=.0010	
운동 함 안함	667 2,129	92 399	192 667	383 1,063
		$\chi^2=13.371$	D. F=2 p=.0012	
적당한 음주 함 안함	1,140 1,655	126 366	362 497	652 792
		$\chi^2=58.857$	D. F=2 p=.0000	
아침식사 함 안함	2,011 786	356 136	610 250	1,046 400
		$\chi^2=0.617$	D. F=2 p=.7345	
숙면 함 안함	1,578 1,218	244 247	499 360	835 611
		$\chi^2=11.057$	D. F=2 p=.0040	

표 8-5. 독립변수별 평소 건강상태, 1992

독립변수	N	건강하지 않음	보통임	건강함
지역				
시부	2,231	305	468	1,458
군부	563	142	145	275
	$\chi^2=62.604$	D.F=2	p=.0000	
성				
남	1,300	175	266	859
여	1,493	272	347	874
	$\chi^2=18.696$	D.F=2	p=.0001	
연령				
20-24	364	19	55	289
25-29	401	33	90	277
30-34	511	40	121	350
35-39	397	39	99	260
40-44	318	51	72	195
45-49	276	69	72	135
50-54	280	111	52	117
55-59	246	84	52	109
	$\chi^2=313.138$	D.F=14	p=.0000	
교육수준				
무학	111	53	18	40
국졸	475	166	101	208
중졸	481	83	128	271
고졸	1,140	111	253	776
전문대졸	133	8	32	94
대졸이상	449	24	80	345
	$\chi^2=322.470$	D.F=10	p=.0000	
생활수준				
하	785	169	175	441
중	1,343	190	306	847
상	661	87	132	442
	$\chi^2=30.476$	D.F=4	p=.0000	
의료보장				
없음	132	23	27	82
보험	2,602	393	574	1,635
보호/부조	60	31	12	16
	$\chi^2=61.116$	D.F=4	p=.0000	

표 8-5. 독립변수별 평소 건강상태, 1992

(계 속)

독립변수	N	건강하지 않음	보통임	건강함
흡연				
안함	1,670	281	370	1,020
함	1,121	166	243	712
		$\chi^2=2.475$	D. F=2	p=.2901
운동				
함	665	84	118	463
안함	2,126	363	495	1,268
		$\chi^2=21.525$	D. F=2	p=.0000
적당한 음주				
함	1,138	117	249	772
안함	1,653	330	364	959
		$\chi^2=49.776$	D. F=2	p=.0000
아침식사				
함	2,007	336	424	1,247
안함	786	111	190	486
		$\chi^2=4.866$	D. F=2	p=.0878
숙면				
함	1,577	211	335	1,031
안함	1,216	236	279	701
		$\chi^2=22.764$	D. F=2	p=.0000

그러나 건강수준을 나타내는 주관적 건강상태와 평소 건강상태 간에 높은 상관관계(1989년의 경우 $r=.78$, $p<.0001$)가 있으며 한 가지 건강행위를 하는 사람이 다른 건강행위를 하는 경향이 있어서 독립변수간에도 높은 상관관계가 예상되고 건강관련변수와 공변량인 개인속성변수와 지불능력변수간에도 유의한 상관관계가 예상되어 건강수준을 나타내는 주관적 건강상태와 평소 건강상태와 각 변수와의 개별적 관계를 독립적으로 해석하는 것은 무리다. 따라서 변수간의 상관관계를 고려한 다변량분석결과를 살펴볼 필요가 있다.

나. 多變量分析

1989년과 1992년 자료에서 종속변수로 건강수준의 척도인 주관적 건강상태와 평소 건강상태를 동시에 사용한 다변량분산분석 결과는 표 8-6과 8-7과 같다. 표에 의하면 어떤 다변량분산분석의 검정통계를 사용하더라도 $p < .001$ 로서 이들 종속변수가 독립변수에 의해서 유의한 차이를 보이는 것으로 나타났다. 그러나 이들 통계는 어느 종속변수가 어느 독립변수에 의해서 유의한 차이를 보이는 지 말해주지 않는다.

표 8-6. 두개의 건강수준 척도를 종속변수로 한 MANOVA의 검정통계, 1989

TEST NAME	VALUE	APPROX. F	HYPOTH. DF	ERROR DF	p-value
PILLAIS	.08930	34.31182	14.00	10278.00	.000
HOTELLINGS	.09784	35.89993	14.00	10274.00	.000
WILKS	.91079	35.10562	14.00	10276.00	.000
ROYS	.08823				

표 8-7. 두개의 건강수준 척도를 종속변수로 한 MANOVA의 검정통계, 1992

TEST NAME	VALUE	APPROX. F	HYPOTH. DF	ERROR DF	p-value
PILLAIS	.13109	27.45537	14.00	5480.00	.000
HOTELLINGS	.14904	29.14716	14.00	5476.00	.000
WILKS	.86865	28.30070	14.00	5478.00	.000
ROYS	.12518				

따라서 이들 종속변수를 별개의 종속변수로 한 일변량분산분석 결과를 살펴보면 표 8-8~표 8-11과 같다.

표 8-8에 의하면 1989년 자료에서 평소 건강상태가 음주와 수면그룹간에 유의한 차이가 있는 것으로 나타났으며 이는 적당한 음주와 적당한 수면 그룹에서 평소 건강상태가 좋은 것을 의미한다. 비록 이들 건강관련 행위가 평소 건강상태에 통계적으로 유의한 영향을 미치지만 5개 건강관련행위가 평소 건강상태의 전체 분산 중 0.6%밖에 설명하지 못하는 것으로 나타났다. 반면에 분석에서 공변량으로 포함된 개인속성변수와 지불능력변수가 평소 건강상태의 전체 변량 중 8.7%정도 설명하는 것으로 나타났다. 이를 자세히 알아보기 위해 공변수의 회귀계수를 살펴보면 연령이 가장 큰 영향을 미치고 다음으로 교육정도, 성별, 의료보장, 지역, 생활수준으로 영향을 미치는 것으로 나타났으며 공변량 중에서 의료보장종류를 구분하는 두번째 가변수를 제외하곤 모두 유의한 것으로 나타났다.

건강수준의 척도로 주관적 건강상태를 사용하였을 때는 운동과 적당한 수면이 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 공변량의 영향은 평소 건강상태를 종속변수로 한 분석에서와 비슷한 결과를 보였으며 단지 의료보장의 가변수 외에 거주지역이 유의하지 않은 공변량으로 밝혀졌다. 주관적 건강상태의 전체 변량 중 건강관련행위에 의해서 0.5%가 설명되고 공변량에 의해서 6.1%가 설명되는 것으로 나타났다.

1992년 자료를 분석한 결과 수면과 규칙적인 아침식사가 평소 건강상태에 유의한 영향을 미치고, 음주와 수면이 주관적 건강상태에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 두 경우 모두 공변량들이 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났는데 이를 자세히 살펴보면 평소 건강상태를 종속변수로 분석한 경우에는 의료보장을 구분하는 두번째 가변수를 제외한 모든 공변량이 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 주관적 건강상태를 종속변수로 한 분석에서는 이외에 거주지역과 생활수준이 유의하지 않은 공변량으로 밝혀졌다. 유의한 공변량 중에서는 나이, 교육수준이 유의한 영향

을 미치는 것으로 나타났다. 이들 건강수준의 전체 변량 중 건강관련 행위와 공변량에 의한 설명력을 살펴보면 평소 건강상태의 경우 건강행위와 공변수에 의해서 각각 0.9%와 11.9%가 설명되어졌고 주관적 건강상태의 경우 각각 0.8%와 7.6%가 설명되어지는 것으로 나타났다.

표 8-8. 평소 건강상태를 종속변수로 한 ANCOVA 및 공변량의 회귀계수, 1989

SOURCE OF VARIATION	SS	DF	MS	F	p
SMOKING	1.07	1	1.07	2.22	.136
EXERCISE	1.22	1	1.22	2.53	.111
ALCOHOL	3.48	1	3.48	7.23	.007
SLEEPING	11.47	1	11.47	23.80	.000
BREAKFAST	.53	1	.53	1.11	.292
REGRESSION	236.91	7	33.84	70.25	.000
WITHIN CELL	2480.80	5165	5.55		

TOTAL	2735.48	5177			

COVARIATE	BETA	STD. ERR	T-VALUE	p-value
REGION	-.0458	.0244	-3.1826	.001
SEX	-.0593	.0345	-4.3342	.000
AGE	-.1817	.0011	-11.8352	.000
EDUCATION	.0957	.0034	5.7865	.000
SES	.0413	.0147	2.7910	.005
INSURANCE1	-.0575	.0646	-3.1932	.001
INSURANCE2	.0032	.0442	.1783	.859

표 8-9. 주관적 건강상태를 종속변수로 한 ANCOVA 및 공변량의 회귀계수, 1989

SOURCE OF VARIATION	SS	DF	MS	F	p
SMOKING	.63	1	.63	1.19	.275
EXERCISE	2.29	1	2.29	4.37	.037
ALCOHOL	1.85	1	1.85	3.52	.061
SLEEPING	9.04	1	9.04	17.21	.000
BREAKFAST	1.92	1	1.92	3.66	.056
REGRESSION	176.59	7	25.23	48.03	.000
WITHIN CELL	2708.92	5165	10.21		

TOTAL	2901.24	5177			

COVARIATE	BETA	STD. ERR	T-VALUE	p-value
REGION	-.0236672402	.02545	-1.62268	.105
SEX	-.0605882118	.03598	-4.36736	.000
AGE	-.1616761637	.00115	-10.38314	.000
EDUCATION	.0699862436	.00357	4.17140	.000
SES	.0371474856	.01537	2.47626	.013
INSURANCE1	-.0541466861	.06750	-2.96517	.003
INSURANCE2	-.0016990570	.04612	-.09369	.925

표 8-10. 평소 건강상태를 종속변수로 한 ANCOVA 및
공변량의 회귀계수, 1992

SOURCE OF VARIATION	SS	DF	MS	F	p
SMOKING	1.70	1	1.70	3.49	.062
EXERCISE	.00	1	.00	.00	.994
ALCOHOL	1.54	1	1.54	3.17	.075
SLEEPING	7.58	1	7.58	15.62	.000
BREAKFAST	3.66	1	3.66	7.55	.006
REGRESSION	183.22	7	26.17	53.93	.000
WITHIN CELL	1344.26	2767	14.43		

TOTAL	1541.96	2779			

COVARIATE	BETA	STD. ERR	T-VALUE	p-value
REGION	-.0563473931	.03532	-2.98531	.003
SEX	-.0526426379	.04556	-2.90171	.004
AGE	-.2130185422	.00155	-10.01398	.000
EDUCATION	.1271882661	.00456	5.71009	.000
SES	.0659486764	.01964	3.50270	.000
INSURANCE1	-.0606562833	.11291	-3.06851	.002
INSURANCE2	-.0135041106	.06397	-.62573	.532

표 8-11. 주관적 건강상태를 종속변수로 한 ANCOVA 및 공변량의 회귀계수, 1992

SOURCE OF VARIATION	SS	DF	MS	F	p
SMOKING	1.16	1	1.16	2.23	.135
EXERCISE	.06	1	.06	.11	.744
ALCOHOL	4.73	1	4.73	9.15	.003
SLEEPING	3.90	1	3.90	7.53	.006
BREAKFAST	2.11	1	2.11	4.09	.043
REGRESSION	119.12	7	17.02	32.89	.000
WITHIN CELL	1444.62	2772	24.30		

TOTAL	1575.70	2784			

COVARIATE	BETA	STD. ERR	T-VALUE	p-value
REGION	-.0164419601	.03641	-.85133	.395
SEX	-.0762520797	.04704	-4.10602	.000
AGE	-.1531363517	.00160	-7.02922	.000
EDUCATION	.1295084857	.00471	5.67777	.000
SES	.0302295060	.02026	1.56818	.117
INSURANCE1	-.0510145674	.11664	-2.29303	.022
INSURANCE2	-.0286027210	.06618	-1.29383	.196

4. 要 約

건강행위가 건강수준에 미치는 영향을 알아보기 위해 두종류의 건강수준척도의 점수와 다섯종류의 건강관련행위 간의 관계를 다변량공분산분석으로 분석하였다. 이때 지금까지 문헌에서 건강수준에 영향을 미치는 것으로 밝혀진 다른 관련변수를 통계적으로 통제하기 위해 공변량으로 분석에 포함하였다.

본 연구에 사용된 건강수준의 척도로는 평소 건강상태와 주관적 건강상태를 사용하였으며 건강관련행위로는 흡연, 운동, 음주, 수면, 아침식사를 포함하였으며 공변량으로는 개인속성변수인 거주지역, 성별, 연령, 교육정도과 지불능력변수인 생활수준과 의료보장종류가 포함되었다.

1989년과 1992년 자료 모두에서 공변량을 통계적으로 통제하면 건강수준을 측정하는 척도에 따라 약간의 차이는 있으나 모든 분석에서 적당한 수면의 건강행위를 수행하는 사람이 건강수준이 높은 것으로 나타났다. 공변량 중에서는 나이와 교육수준이 건강수준에 가장 유의한 영향을 미치는 변수로 밝혀졌는데 나이가 많을수록, 교육정도가 낮을수록 건강수준이 낮은 것으로 나타났다.

본 연구에서 비록 몇가지 건강행위가 건강수준에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으나 우리가 관심을 갖는 건강행위인 금연, 운동, 절주, 식사 등이 건강상태에 준 효과는 유의하지 않거나 극히 낮았다는 것이다. 이는 우리나라 현실 즉 건강행위의 실천이 보편화되지 않음으로써 그 효과가 낮은 것인지 아니면 분석에서 사용된 자료가 횡단적 자료이기 때문에 실제 인과관계를 나타내는데 충분하지 못한 것인지 알 수 없다. 인과관계의 특성은 건강수준과 건강행위 간의 사건의 시간적 순서가 구축된 자료의 분석으로 가능할 것이다. 따라서 앞으로 건강행위가 건강의 결정요인인지 건강이 건강행위의 결정요인인지 혹은 양방향의 관계인지를 알아보기 위한 적절한 자료의 수집방법의 개발과 아울러 이 분야의 많은 연구가 요구된다.

참 고 문 헌

- Aday, L.A., Andersen, R., A framework for the study of access to medical care, Health Services Reseaech, 9(2): 208-221, 1974.
- Anderson, J.G., Health Services Utilization: Framework and review, Health Services Research, 8(2): 184, 1973.
- Belloc, N.B., Breslow, L., Relationship of Physical Health Status and Health Practice, Preventive Medicine, 1: 409-421, 1972.
- Breslow, L., Enstrom, J.E., Persistence of health habits and their relationship to motality, Preventive Medicine, 9: 469-483, 1980.
- Farrand, L.L., Cox, C.L., Determinants of positive health behavior in middle childhood, Nursing Research, July-August, 42(4): 208-213, 1993.
- Harris, D.M., Guten, S., Health-protective behavior: an exploratory study, Journal of Health and Social Behavior, March, 20: 17-29, 1979.
- Kasl, S.V., Cobb, S., Health behavior, illness behavior and sick role behavior I, health and illness behavior, Archives of Environmental Health, 12: 246-266, 1966.
- Leigh, J.P., Fries, J.P., Associations among healthy habits, age, gender and education in a sample of retirees, International Journal of Aging Human Development, 36(2): 139-155, 1993.
- Lubben, J.E., Weiler, P.G., Chi, I., Health Practices of the Elderly Poor, American Journal of Public Health, June, 79(6), 1989.
- Schoenborn, C.A., Health habits of U.S. adults, 1985: the "Alameda 7" revisited, Public Health Reports, November-December, 101(6): 571-580, 1986.
- Zimmerman, R.S., Connor, C., Health promotion in context: the effects of significant others on health behavior change, Health Education Quarterly, 16(1): 57-75, 1989.

第 9 章 健康補助劑 服用과 健康狀態

1. 概 觀

건강보조제의 복용을 건강행위에 포함시키는 경우 우리나라 20-59세 연령층에서 한가지 이상의 건강보조제를 복용하는 비율은 1992년에 46%로서 1989년의 37.5%보다 현저한 증가현상을 나타냄으로써 건강보조제의 복용은 건강유지를 위하여 가장 많이 사용되고 있는 건강행위실천이라고 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 건강보조제 복용실태, 건강보조제가 건강상태에 주는 효과 등이 분석되었다. 이 분석과정에서 건강상태에 주는 건강보조제의 효과를 건강행위의 실천과 연관하여 분석되고 있다.

여기서 분석에 들어가기 전에 건강보조제의 개념에 대한 논의가 필요할 것 같다. 건강보조제, 건강식품 등의 개념은 나라마다 그리고 국내에서도 다른 것 같다.

최근 '건강식품'이란 말은 주로 인삼, 녹용, 영지버섯, 꿀 등 소위 말하는 '몸에 좋더라'는 특정식품이나 그 제품을 일컫고 있다. 마치 건강식품을 복용하면 건강을 보장할 수 있다는 의미가 다분히 내포되어 있다.

고려인삼을 중심으로 한 생약계통의 건강증진식품이 나온 지는 오래되었으나 현대적 의미의 건강식품 시장이 국내에 형성된 것은 1980년대라고 할 수 있다. 그러나 건강식품에 대한 정의나 범위 등이 모호한 점이 없지 않다.

'건강식품(health food)'의 범위는 상당히 넓고도 다양하여 명확한 정의가 없거니와 정의를 명확히 규정하기가 어렵다. 건강식품이라는 용어는

과학적이라기보다는 상업적인 용어라고 할 수 있겠다.

따라서 일반인이 인식하여 통용되는 건강식품의 개념과 법규에 의하여 규정하고 있는 건강식품의 범주는 차이가 있으며 외국에서도 건강식품에 대한 효과와 범위 등은 계속 논란이 되고 있으며 어디까지를 건강식품으로 인정하는가도 나라마다 차이가 있다.

일반적으로 다음의 내용들이 건강식품에 포함된다.

○ 건강보조식품(dietary supplement)으로서의 자연식품:

여기에는 인삼, 알로에, 꿀, 로얄제리 등이 속하는 것으로 옛부터 전통적으로 약제로 사용되어 온 것들이다.

○ 영양제:

식품으로는 부족한 영양소를 공급하기 위한 것으로 아미노산, 단백질, 비타민 및 무기질염(특히 철분, 마그네슘, 칼슘 등) 등이 이에 속한다.

○ 반 과학적인(pseudoscientific) 약제:

주로 복용된 음식물이 체내에서 대사되는 과정에서 생성되는 비타민이나 화학물로서 세포의 대사과정에 중요한 역할을 하는 것으로 알려진 것들이다. 여기에 속하는 것으로는 레시틴, 카르니틴, DNA, RNA 및 기타 효소제 등이 이에 속한다.

이외에 다음의 식품들도 건강식품으로 불리고 있다.

○ 유기식품: 재배시 농약이나 기타 합성제가 사용되지 않은 식품

○ 완전 및 비가공식품: 전 영양소를 함유하거나 거의 가공되지 않은 식품

○ 일반식품 중 질환 예방효과가 있다고 알려진 것으로 셀러리, 상치 등의 채소와 한약제가 포함됨.

- 그외의 식품으로 메밀, 해초, 생강, 고추 등의 식품
- 영양가가 풍부한 식품

한편 법규상의 건강식품의 개념에 관하여 살펴보면 식품위생법상에 1973년 영양 등 식품으로 분류하여 관련 제조업을 영양강화 식품제조업으로 허가하였고, 1980년에는 동법에서 영양 등 식품제조업으로 개정하고 식품에 영양성분을 첨가하거나 제거하여 유아용, 병약자용, 임산부용, 기타 특수용도 등에 제공하는 식품을 제조하는 영업을 말한다고 정의하였다. 1988년에는 일반 영양 강화식품군과 특수 영양식품군으로 구분하였고, 1989년 7월 식품위생법이 개정되면서 건강보조식품과 특수영양식품으로 구분 정의되었다. 즉, 건강보조식품은 '건강보조의 목적으로 특수성분을 원료로 하거나 식품원료에 들어있는 특정 성분을 추출, 농축, 정제, 혼합 등의 방법으로 제조한 식품'이며 특수영양식품이란 '유아, 병약자, 노약자, 비만자 및 임산부 등을 위한 용도에 제공할 목적으로 식품원료에 영양성분을 가감하는 등의 방법으로 제조한 식품'으로 정의되고 있다.

따라서 법적인 용어로는 건강식품은 건강보조식품과 특수영양식품이 포함되며, 소위 수입 및 국내 제조 건강보조식품을 규제 관리하기 위한 목적으로 법제화 된 것으로 그 범위나 내용은 일반인의 인식보다 좁다. 1993년 6월말까지 허가된 건강보조식품 종류는 22종으로 모두 927품목이 된다.

우리나라는 1980년대 말 수입건강식품 시장이 급격히 커지면서 사회문제화되어 1989년 식품위생법령상 건강보조식품으로 신설된 이래 1993년 10월 현재 건강보조식품관리 종합 대책안이 나오게 되었다. 현재 건강보조식품의 범위는 1989년에 식품위생법령상 신설업종으로 알로에, 스쿠알렌, 효소식품 등에 대하여 보건사회부장관이 지정한 것으로 공정기준·규격에 의한 스쿠알렌과 효소식품 등의 7개의 식품군과 자가기준, 규격에 의한 알로에, 칼슘함유식품 등 15개 식품군으로 총 22개의 품목이 있다.

미국, 일본, 기타 국가의 건강식품에 관한 사항을 소개하면 다음과 같다.

미국의 소위 건강식품류는 협의의 의미로써의 건강식품, 자연식품, 유기식품 및 다이어트식품으로 분류할 수 있다. 건강식품이란 비타민, 미네랄 등의 영양보조품을, 자연식품이란 식품첨가물이 없이 모든 필수 영양소를 갖춘 완전히 균형잡힌 식품을 뜻한다. 그리고 유기식품에는 화학비료나 살충제가 전혀 쓰이지 않은 흙에서 생산된 식품을, 다이어트 식품으로는 스포츠 음료를 포함하여 저염, 저지방 등 영양소를 조정한 식품이 속한다. 즉 미국의 건강식품의 개념은 단순히 영양제 등의 영양보조품에의 협의의 의미보다는 가공되지 않고 인공첨가물이 함유되지 않은 자연식품의 개념이 많이 포함되어 있다.

미국에서는 식품의 표시에 의학적 주장을 기재하는 것을 허락하지 않을 뿐 아니라 FDA 규정은 어느 식품이 어떤 질환 혹은 병의 예방, 치료, 경감, 처치에 적당하든가 효과가 있다고 주장하는 것을 명확히 금지하고 있어 건강식품을 원칙적으로 인정하지 않은 것 같다. 그리고 건강식품에 대한 용어에 대해 논란이 있으며, 건강에 좋은 영양성분이 식품 중에 어느 정도 함유된 것에 불과하다는 견해와 한편으로는 스트레스, 전염병 및 기타의 질환에 대하여 생리학적으로도 심리학적으로도 건강을 촉진시킬 수 있을 것이라는 견해가 있다. 따라서 효과와 효능의 의미보다는 단지 권장의 의미가 있다고 풀이된다.

일본은 1984년 후생성에서 건강식품대책실을 발족한 이래 건강식품의 호칭으로 정식으로 불리게 되었다. 이후 일본건강식품협회가 발족됨으로써 국가의 공인에 의한 규격은 아니지만 협회의 자율적인 관리를 할 수 있도록 하였으며 나름대로의 제품에 대한 인식, 신뢰도를 제고할 수 있게 되었다. 일본건강식품협회가 지정한 건강식품의 품목은 32개 품목으로 대체적으로 불포화지방산을 많이 함유하는 기름이나 고단백식품 또는 희귀재료를

가공한 식품으로서 나름대로 특정영양성분을 제공할 수 있다는 근거를 주고 있다.

서독의 건강식품인 Reform 제품은 주로 영양과잉이나 결핍을 보조할 수 있는 영양학적인 근거를 가진 것으로 단백질, 지방, 당질, 섬유질, 칼로리, 비타민, 미네랄, 나트륨 등의 보조식품이 대부분이다.

프랑스는 건강식품의 대부분이 자연식품 그대로이며 소맥아 배아나 이를 첨가한 식품이고 비타민류는 거의 없다. 이러한 개념은 스위스도 유사하여 대부분의 유럽국가에서는 건강식품을 자연식품으로 인식하고 있다.

이와같이 외국의 경우와 비교하여 우리나라의 건강식품은 전통적인 재료, 생약재를 많이 이용하고, 영양학적인 배경보다는 효과나 효능을 표방하는 제품이 많다. 이러한 특징은 건강식품을 사용하는 소비자들의 건강식품에 대한 기대와도 부합되는데 특히 우리나라 국민들은 약효를 기대하면서 건강식품을 복용하는 경우가 많다고 보겠다.

이와같은 건강식품의 정의를 검토하여 본 연구에서는 건강식품의 협의의 개념으로 건강보조제란 용어가 사용되었다. 건강보조제란 건강유지의 목적으로 많이 이용되는 것으로서 다음과 같은 것을 포함하고 있다.

- 비타민제, 간장약 등 영양제
- 한약, 녹용, 인삼 등 한방보약제
- 흑염소, 개소주 등
- 꿀, 로얄제리 등
- 영지버섯
- 기타

건강보조제의 복용실태는 기술분석방법에 의하여 분석되었고, 건강보조제 복용의 결정요인과 건강보조제 복용이 건강상태에 주는 효과에 관하여 로지스틱회귀분석 및 공변량구조분석(LISREL)이 적용되었다.

2. 研究方法

가. 資 料

1992년 국민건강조사자료 중 보건의식행태조사 자료가 이용되었다. 표본수는 20-59세 남자 1,304명, 여자 1,495명이며 분석에 사용된 변수는 표 9-1과 같다.

표 9-1. 분석에 사용된 변수, 1992

변 수 명	내 용	변 수 측 정			
성별		1. 남자	2. 여자		
연령		1. 20대	2. 30대	3. 40대	4. 50대
거주지		1. 시부	2. 군부		
배우자유무		0. 무	1. 유		
평상시 활동		0. 전혀 안함		1. 약간함	
		2. 보통함		3. 많이함	
생활수준		1. 하	2. 중	3. 상	
교육수준	교육기간	1. 0-6년	2. 7-12년	3. 13년이상	
가족의 이환여부	만성, 급성이환	0. 유	1. 무		
건강지식의 정보원		0. 무	1. 유		
흡연	현재흡연여부	0. 유	1. 무		
적절한 음주	4회이내/주	0. 무	1. 유		
운동		0. 무	1. 유		
정상체중	자신이 인식	0. 무	1. 유		
수면시간		0. <7, >8	1. 7-8		
비타민류	복용여부	0. 무	1. 유		
한약류	복용여부	0. 무	1. 유		
흡연소 등	복용여부	0. 무	1. 유		
꿀류	복용여부	0. 무	1. 유		
영지버섯	복용여부	0. 무	1. 유		
기타 건강보조제	복용여부	0. 무	1. 유		
건강상태	자신의 인식	1. 건강하지 않다	2. 보통		
		3. 건강하다			
만성이환여부	지난 1년간	0. 무	1. 유		

나. 分析方法

분석방법은 기술분석과 다변량분석으로 구분된다. 조사대상을 남녀로 구분하여 건강보조제 복용실태와 복용자의 특성을 분석하기 위하여 기술분석이 적용되었다. 1992년 건강보조제 복용실태는 1989년 자료와 비교분석되었고, 건강보조제 복용자와 비복용자의 인구, 사회·경제적, 건강행위실천, 건강상태 등 변수별 차이는 카이제곱검정으로 분석되었다.

건강보조제 복용에 영향을 주는 요인을 분석하기 위하여 경로모형을 구축하고 이를 공변량구조분석(LISREL)으로 검정하였다. 사용된 외생변수는 사회·경제적 변수와 건강지식정보원 유무이며, 내생변수는 건강상태와 건강보조제 복용 및 건강행위실천이다. 내생변수의 건강상태는 자신이 인식하는 건강상태와 만성질환 여부가 측정변수이며, 건강보조제 복용은 조사된 6가지의 건강보조제의 복용여부이다. 건강행위실천은 흡연, 적절한 음주, 운동, 정상체중, 적절한 수면 여부이다. 흡연은 현재흡연 여부를, 적절한 음주는 주 4회 이내 정도 마시는 경우를, 정상체중은 자신이 인식한 정상체중 여부, 적절한 수면은 7-8시간의 수면으로 각각 정의하였다.

건강보조제 복용에 영향을 주는 요인분석의 경로모형에 건강행위실천을 포함한 것은 건강보조제 복용과 건강행위실천은 일종의 건강행위로서 이들 간의 관계와 이들이 건강상태에 미치는 영향을 동시에 보기 위해서이다.

이들 분석에 사용된 변수간 관계와 건강상태에 주는 효과는 그림 9-1과 같이 도식화 할 수 있다.

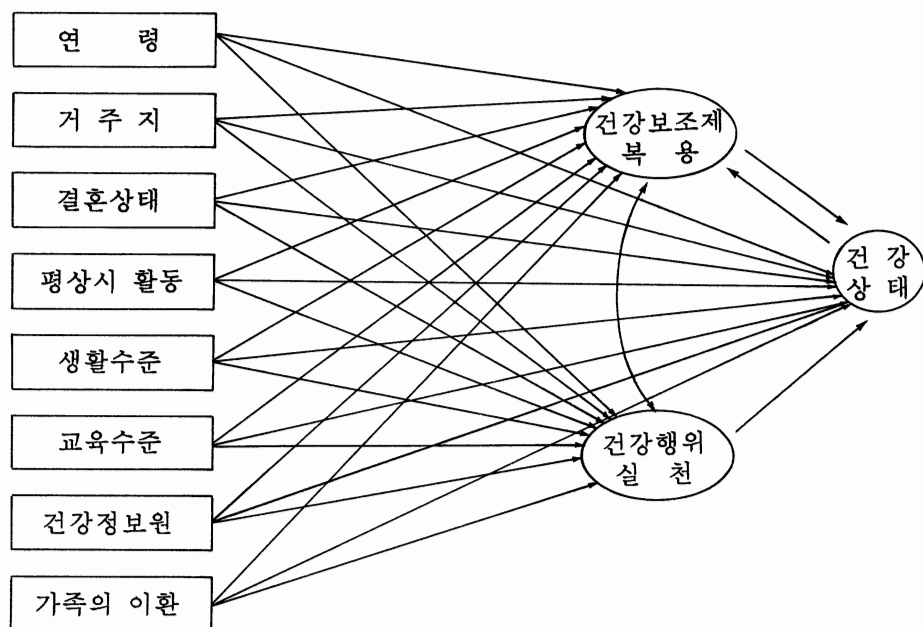


그림 9-1. 건강상태에 영향을 주는 요인의 분석모형

3. 分析結果

가. 記述分析

(1) 건강을 위한 노력과 건강보조제 복용

자신의 건강을 위하여 노력하고 있는 현황을 인구 100인당 비율로 나타낸 결과는 표 9-2와 같다.

1984년 조사(남철현 등, 1984)에서는 남녀 모두 「마음을 편히 먹는 것」이라고 응답하였다. 1992년 조사에서는 남자에서는 규칙적인 운동을 하

는 것, 적절한 식생활, 마음을 편히 가지는 것 순으로 중요하였으며, 여자에서는 마음을 편히 가지는 것, 적절한 식생활, 규칙적인 운동을 하는 것 순으로 응답하고 있다.

표 9-2. 20-59세 인구 100인당 건강을 위한 노력, 1984-92

건강을 위한 노력	남 자			여 자		
	1984	1989	1992	1984	1989	1992
보약, 영양제	4.5<	6.9<	9.0<	2.6<	4.2<	5.5<
규칙적 운동	4.1<	10.0<	15.5<	3.1<	3.4<	7.8<
	16.2	40.1	41.0	25.7	26.1	27.0
적절한 식생활	3.1<	18.4<	12.5<	19.0<	18.2<	13.7<
금연, 금주	4.5<	4.8<	4.0<	1.0<	0.3<	0.0<
마음을 편히 먹음	13.0	20.1	10.6	19.5	27.9	15.1
일을 열심히 함	-	10.5	3.7	-	9.5	2.9
규칙적인 생활	18.2	-	-	8.3	-	-
기타(없음포함)	52.6	29.3	44.7	46.5	36.5	55.0

건강을 위한 노력 중, 비교적 적극적인 행위에 속하는 보약이나 영양제 복용, 규칙적인 운동, 적절한 식생활 및 금주, 금연 등은 남자의 경우에 그 실천율이 16.2%(1984년)에서 41.0%(1992년)로 크게 증가하고 있다.

특히 규칙적인 운동을 실천하는 것은 남녀 모두 증가하는 추세로 1984년에 비하여 1992년에는 건강에 대한 태도가 실천적이고 적극적인 행동으로 가고 있음을 볼 수 있다. 건강을 위하여 영양제나 보약을 먹는 것도 지난 10년간 증가경향을 나타내고 있다.

여기서 제시된 건강을 위한 노력은 평소 자신의 건강을 위하여 가장 중요시 하는 것 하나를 선정하여 응답토록 질문한 것을 집계한 것이다. 그러므로 예컨대 규칙적 운동을 주요한 건강노력이라고 응답한 사람 중에 보

약·영양제 복용자가 있으나, 이 경우에 보약·영양제 복용보다 규칙적 운동이 자신의 건강노력에서 중요하다고 인식하면 응답에서 「규칙적 운동」이 포함되고 보약·영양제 복용은 제외된다. 이러한 통계작성 과정의 이해는 다음에 계속되는 건강보조제 복용실태의 이해에 도움이 된다.

(2) 건강보조제 복용실태 추이

1992년에 20-59세 성인의 46%가 한가지 이상의 건강보조제를 복용하고 있으며, 비타민류(22.6%), 한약류(20.5%), 꿀류(18.6%) 순으로 많이 복용하고 있다. 1989년과 비교하여 볼 때, 비타민류 복용률은 증가하고 꿀류 복용률은 감소하고 있다. 특히 기타 건강보조제 복용률은 1989년 2.1%에서 1992년에 5.3%로 증가되었다(표 9-3 참조).

표 9-3. 건강보조제 복용률 추이, 1989-92

구 분	(N)	복용합*	비타민류	한약류	흑염소등	꿀류	영지버섯	기 타
<전국>								
1992	(2,799)	46.0	22.6	20.5	7.2	18.6	5.7	5.3
1989	(5,198)	37.5	19.4	20.4	6.5	24.2	5.7	2.1
<지역>								
시 부								
1992	(2,234)	46.1	22.2	20.5	6.7	19.6	5.9	5.6
1989	(3,646)	39.2	20.2	21.8	7.1	25.9	6.2	2.3
군 부								
1992	(565)	45.1	24.2	20.5	9.4	14.7	4.9	4.1
1989	(1,551)	32.5	16.3	11.5	4.9	19.3	4.1	1.8
<성>								
남								
1992	(1,304)	51.2	25.4	24.0	11.8	21.7	7.2	5.1
1989	(2,479)	42.9	20.7	27.0	9.7	29.5	6.9	2.3
여								
1992	(1,495)	40.7	20.2	17.5	3.2	16.0	4.3	5.4
1989	(2,718)	22.2	18.3	14.5	3.6	19.4	4.5	2.0

* 한가지 이상 건강보조제 복용률(인구 100인당 비율)

지역별 복용현황을 보면 시부와 군부의 복용률은 거의 차이가 없었다. 비타민류 복용은 시부보다 군부에서 더 많이 복용하였고, 한약류는 차이가 없었으며 그외의 건강보조제 복용률은 시부에서 더 높다. 1989년에 비하여 시부에서는 꿀류 복용이 많이 감소한 것 외에는 다른 건강보조제 복용의 증감이 거의 없었으나 군부에서는 비타민류, 한약류, 흑염소 등의 건강보조제 복용의 증가가 현저하다.

성별 복용현황을 보면 여자에 비하여 남자의 건강보조제 복용률이 높다. 이와같은 건강보조제 복용의 성별 차이는 한약류, 흑염소류 복용률에서 크다. 1989년에 비하여 1992년에 남자는 비타민류와 흑염소류, 영지버섯 및 기타 건강보조제 복용이 증가하였고 한약류와 꿀류 복용이 감소하였으며, 여자는 비타민류, 한약류와 기타 건강보조제 복용이 증가하였다.

(3) 사회·경제적 요인과 건강보조제 복용

사회·경제적 요인에는 지역, 연령, 가구주의 교육수준, 생활수준 등이 포함되며 이들 변수별로 건강보조제 복용실태가 남녀별로 나누어 분석되었다.

표 9-4는 남자의 건강보조제 복용실태를 제시하고 있다. 남자의 경우 51%가 한가지 이상의 건강보조제를 복용하고 있으며, 지역간 복용률 차이는 유의하지는 않다. 건강보조제 종류별 복용률도 흑염소류 복용률이 군부에서 유의하게 높은 것을 제외하고 지역간 유의한 차이가 없다. 그러나 연령이 증가할수록 건강보조제 복용률이 유의하게 증가하며($p<0.001$), 건강보조제 종류별 복용률도 연령에 따라 유의하게 증가하며, 50대에서 복용률이 가장 높았다.

가구주의 교육수준은 건강보조제 복용률과 통계적으로 유의한 관계가 없다. 건강보조제 종류별 복용률도 모두 통계적으로 유의한 차이가 없다.

생활수준은 높을수록 건강보조제의 복용률은 통계적으로 유의하게 증가하지만, 한약류 복용을 제외하고 건강보조제 종류별 복용률은 생활수준에 따른 유의한 차이가 없다. 그러므로 남자에 있어서 건강보조제 복용률은 거주지역, 교육수준 등에 의한 유의한 차이없이 높은 수준을 나타내며, 다만 연령증가와 생활수준에 따라 유의한 차이를 나타냄을 알 수 있다.

표 9-4. 사회·경제적 요인별 건강보조제 복용률, 1992 (남자)

구 분	N	복합 ¹⁾	비타민류	한약류	흑염소 등	꿀 류	영지버섯	기 타
지역								
시부	(1,031)	50.6	25.2	23.6	10.9	22.0	7.6	5.3
군부	(273)	53.1	26.1	25.4	15.5	20.5	5.8	4.5
		$\chi^2=0.542$	$\chi^2=0.098$	$\chi^2=0.398$	$\chi^2=4.557^*$	$\chi^2=0.299$	$\chi^2=1.018$	$\chi^2=0.245$
연령								
20-29	(310)	37.7	17.3	16.7	7.3	12.8	3.8	2.9
30-39	(449)	53.5	27.2	22.9	11.0	25.0	6.6	5.9
40-49	(289)	55.6	25.2	28.4	18.7	23.9	8.5	5.3
50-59	(255)	58.6	32.1	29.6	11.0	24.1	11.1	6.2
		$\chi^2=31.361^*$	$\chi^2=17.5^{**}$	$\chi^2=17.0^{**}$	$\chi^2=19.591^{**}$	$\chi^2=19.220^{**}$	$\chi^2=11.967^*$	$\chi^2=4.349$
교육수준								
무학·국졸	(196)	55.0	25.5	26.7	12.7	16.7	8.1	4.3
중·고졸	(760)	51.3	26.2	23.5	12.1	22.3	6.9	4.7
대 졸	(345)	48.9	23.5	23.5	10.7	23.3	7.5	6.5
		$\chi^2=1.873$	$\chi^2=0.898$	$\chi^2=0.910$	$\chi^2=0.589$	$\chi^2=3.573$	$\chi^2=0.419$	$\chi^2=1.934$
생활수준								
하	(419)	45.4	23.5	19.3	11.7	19.0	6.0	3.6
중	(807)	53.8	26.6	26.5	12.5	22.6	7.2	5.6
상	(72)	55.0	20.7	22.3	7.8	27.7	14.4	9.6
		$\chi^2=8.197^*$	$\chi^2=2.252$	$\chi^2=8.085^*$	$\chi^2=1.604$	$\chi^2=3.705$	$\chi^2=6.599$	$\chi^2=5.270$

** : $p < 0.001$ * : $p < 0.05$

1) : 인구 100인당 한가지 이상 건강보조제 복용 비율

여자의 경우(표 9-5 참조) 건강보조제 복용률은 41%이며, 지역간 복용률에는 유의한 차이가 없다. 다만 건강보조제 중 꿀류 복용률이 군부보다 시부에서 유의하게 높다.

연령은 건강보조제 복용률과 통계적으로 유의한 관계가 있다. 40대에서

복용률이 가장 높다. 각 건강보조제 종류별 복용률도 연령과 유의한 연관성이 있으며, 대부분의 경우 40대에서 가장 높다. 교육수준과 건강보조제 복용률과는 유의한 관계가 없다. 다만 꿀류 복용률은 교육수준이 높아짐에 따라 유의하게 증가한다. 그러나 생활수준은 높을수록 건강보조제의 복용률은 통계적으로 유의하게 증가한다. 특히 비타민류, 한약류 및 영지버섯은 생활수준이 높을수록 복용률은 통계적으로 유의하게 증가한다. 남자의 경우와 같이 여자에서도 건강보조제 복용률은 거주지역과 교육수준에 따른 유의한 차이없이 높은 수준을 나타내나, 연령과 생활수준에 따라 유의한 차이가 있다. 연령증가에 따른 건강상태의 저하와 구매력 등이 건강보조제 복용과 연관성이 높은 것이다.

표 9-5. 사회경제적 요인별 건강보조제 복용률, 1992 (여자)

구 분	N	복용합 ¹⁾	비타민류	한약류	흑염소 등	꿀 류	영지버섯	기 타
지역								
시부	(1,203)	41.6	19.7	17.9	3.1	17.6	4.4	5.8
군부	(292)	37.1	22.4	15.9	3.6	9.4	4.0	5.6
		$\chi^2=1.992$	$\chi^2=1.054$	$\chi^2=0.625$	$\chi^2=0.194$	$\chi^2=11.950^{**}$	$\chi^2=0.083$	$\chi^2=2.332$
연령								
20-29	(456)	33.2	15.8	13.0	1.1	13.1	2.1	3.4
30-39	(462)	42.2	20.9	19.2	4.6	17.4	4.0	5.6
40-49	(306)	47.9	23.1	21.4	5.3	21.8	6.5	8.7
50-59	(272)	42.7	23.4	17.6	2.1	12.0	6.1	4.6
		$\chi^2=17.868^{**}$	$\chi^2=9.056^*$	$\chi^2=10.583^*$	$\chi^2=14.220^{**}$	$\chi^2=14.470^*$	$\chi^2=11.256^*$	$\chi^2=10.622^*$
교육수준								
무학·국졸	(391)	36.3	17.5	17.5	3.3	11.4	3.1	4.8
중·고졸	(862)	41.5	20.8	17.3	3.7	16.3	4.7	5.4
대 졸	(239)	45.6	23.1	18.4	1.3	22.3	5.1	6.5
		$\chi^2=5.643$	$\chi^2=3.250$	$\chi^2=0.150$	$\chi^2=3.675$	$\chi^2=13.295^{**}$	$\chi^2=2.082$	$\chi^2=0.827$
생활수준								
하	(515)	34.7	18.4	15.9	3.4	13.5	2.3	3.7
중	(898)	43.1	20.8	18.0	3.0	16.5	5.4	6.2
상	(70)	59.0	30.4	25.1	4.7	29.7	5.6	7.5
		$\chi^2=19.465^{**}$	$\chi^2=5.692^*$	$\chi^2=3.875$	$\chi^2=0.637$	$\chi^2=12.327^*$	$\chi^2=8.013^*$	$\chi^2=4.616$

** : $p < 0.001$ * : $p < 0.05$

1): 인구 100인당 한가지 이상 건강보조제 복용 비율

(4) 건강행위 실천과 건강보조제 복용

건강행위에는 금연, 음주, 운동, 체중, 수면 등 다섯개가 포함되며, 실천가지수가 2개 이하, 3개, 4-5개로 각각 분류하여 건강보조제 복용과의 관계를 검토하였다.

표 9-6에서 보는 바와 같이 건강실천 가지수가 적을수록 건강보조제 복용률이 높은 경향을 보이거나 통계적으로 유의하지는 않다. 이러한 경향은 남녀 모두, 그리고 각 건강보조제 복용별로도 볼 수 있다. 이와같은 결과는 건강행위실천과 건강보조제 복용은 같은 목적일 수 있으나 각각 별개의 행위가 됨을 의미한다. 상호보완적 관계가 없다는 것이다.

표 9-6. 건강행위실천 수준별 건강보조제 복용률, 1992

구 분	N	복용함 ¹⁾	비타민류	한약류	흑염소 등	꿀 류	영지버섯	기 타
<남 자>								
0-2	(419)	54.2	25.9	26.3	12.7	21.9	5.9	7.4
3	(907)	51.4	26.0	23.5	12.3	22.7	9.0	4.8
4-5	(72)	46.6	22.9	22.3	9.2	18.3	3.8	3.1
		$\chi^2=3.308$	$\chi^2=1.004$	$\chi^2=1.407$	$\chi^2=2.056$	$\chi^2=2.205$	$\chi^2=8.974^*$	$\chi^2=5.918^*$
<여 자>								
0-2	(259)	42.3	19.9	18.9	4.3	17.4	5.0	6.6
3	(985)	40.5	20.2	17.6	3.0	15.8	4.2	4.9
4-5	(252)	40.1	20.9	15.8	2.9	15.4	4.2	6.2
		$\chi^2=0.322$	$\chi^2=0.096$	$\chi^2=0.887$	$\chi^2=0.194$	$\chi^2=0.346$	$\chi^2=0.346$	$\chi^2=1.509$

**: $p<0.001$ *: $p<0.05$

1) 인구 100인당 한가지 이상 건강보조제 복용률

(5) 건강지식정보원의 유무와 건강보조제 복용

일반적으로 건강지식에 대한 정보원이 있는 경우, 건강에 대하여 더 관심이 많다고 가정할 수 있다. 표 9-7에서 보면, 남자의 경우 건강지식정보원의 유무는 건강보조제 복용과 관련성이 크다. 건강지식정보원이 있으면 건강보조제 복용률이 유의하게 높다. 건강보조제 종류별로도 건강

지식정보원이 있으면 대부분의 경우에 복용률이 유의하게 높다. 여자의 경우도 건강지식의 정보원이 있는 경우에 건강보조제 복용률이 높지만 통계적으로 유의하지 않다. 다만 꿀류와 영지버섯 복용률에서 통계적으로 유의한 차이를 볼 수 있다.

표 9-7. 건강지식 정보원의 유무별 건강보조제 복용률, 1992

구 분	N	복용합 ¹⁾	비타민류	한약류	흑염소 등	꿀 류	영지버섯	기 타
<남 자>								
없음	(173)	30.5	12.4	13.7	5.3	11.8	4.2	2.7
있음	(1,130)	54.3	27.4	25.5	12.8	23.2	7.7	5.5
		$\chi^2=34.211^{**}$	$\chi^2=17.737^{**}$	$\chi^2=11.537^{**}$	$\chi^2=8.285^*$	$\chi^2=11.486^{**}$	$\chi^2=2.681$	$\chi^2=2.412$
<여 자>								
없음	(182)	35.3	18.7	13.6	1.9	6.2	1.0	6.4
있음	(1,313)	41.5	20.5	18.0	3.4	17.4	4.8	5.3
		$\chi^2=2.471$	$\chi^2=0.306$	$\chi^2=2.187$	$\chi^2=1.234$	$\chi^2=14.920^{**}$	$\chi^2=5.697^*$	$\chi^2=0.421$

** : $p < 0.001$ * : $p < 0.05$

1) 인구 100인당 한가지 이상 건강보조제 복용률

(6) 건강상태와 건강보조제 복용

건강상태는 자신이 인식하는 건강상태와 만성이환 여부로서 나타내고 있다. 건강보조제 복용률은 표 9-8과 같다. 남자의 경우 건강상태와 건강보조제 복용률과는 유의한 관계가 있다. 주관적 건강상태가 좋지 않거나 만성이환이 있으면 건강보조제 복용률이 유의하게 높다. 건강보조제는 사전적 질병예방에의 목적보다는 이환 후 또는 건강상태가 좋지 않은 사후 건강보조적 목적으로 사용되고 있다. 건강보조제 종류별로 보면 비타민류와 한약류 복용률은 건강상태가 좋지 않을수록 유의하게 높다.

여자의 경우도 남자의 경우와 동일한 경향을 볼 수 있다.

표 9-8. 건강상태별 건강보조제 복용률, 1992

구 분	N	복용합 ¹⁾	비타민류	한약류	흑염소등	꿀 류	영지버섯	기 타
<남 자>								
주관적 건강상태								
건강하지않음	(159)	64.7	35.9	30.6	13.5	20.8	5.2	9.3
보통임	(418)	58.7	28.3	30.1	12.1	24.0	7.5	5.3
건강함	(726)	43.9	21.4	18.9	11.2	20.5	7.5	4.0
		$\chi^2=36.557^{***}$	$\chi^2=17.360^{***}$	$\chi^2=22.984^{***}$	$\chi^2=0.709$	$\chi^2=1.954$	$\chi^2=1.164$	$\chi^2=7.569^*$
만성이환								
없 음	(1,009)	47.1	22.8	22.2	11.0	21.4	6.9	5.3
있 음	(295)	65.1	34.2	30.2	14.7	22.7	8.4	4.4
		$\chi^2=29.543^{***}$	$\chi^2=15.791^{***}$	$\chi^2=8.020^*$	$\chi^2=3.045$	$\chi^2=0.252$	$\chi^2=0.722$	$\chi^2=0.393$
<여 자>								
주관적 건강상태								
건강하지않음	(332)	44.9	24.3	23.4	3.5	13.3	3.6	5.3
보통임	(442)	43.1	23.2	16.2	3.7	16.3	4.8	5.7
건강함	(721)	37.2	16.6	15.5	2.8	17.0	4.4	5.3
		$\chi^2=7.251^*$	$\chi^2=11.415^*$	$\chi^2=10.588^*$	$\chi^2=0.911$	$\chi^2=2.408$	$\chi^2=0.688$	$\chi^2=0.107$
만성이환								
없 음	1,050	37.2	17.7	15.2	3.0	16.1	3.9	4.7
있 음	445	49.1	26.2	22.8	3.6	15.7	5.3	7.1
		$\chi^2=18.316^{***}$	$\chi^2=13.805^{***}$	$\chi^2=12.559^{***}$	$\chi^2=0.348$	$\chi^2=0.034$	$\chi^2=1.394$	$\chi^2=3.697^*$

** : $p < 0.001$ * : $p < 0.05$

1) 인구 100인당 한가지 이상 건강보조제 복용 비율

나. 多變量分析

건강보조제 복용률에 영향을 주는 중요 요인을 알기 위하여 모델 구축에 따라 공변량구조분석(LISREL)이 적용되었다.

외생변수인 사회경제적 변수간의 상관관계를 알아 본 결과는 표 9-9와 같으며 유의하지 않은 변수 몇을 제외하고는 대부분의 변수간 상호 상관관계가 있었다.

이론 내생변수인 건강상태, 건강보조제 복용 및 건강행위실천 등의 각 측정변수에 대한 요인계수(factor loading, 랏다계수)는 표 9-10, 9-11과 같다.

표 9-9. 사회경제적 변수 간의 상관관계, 1992

	연령	거주지	배우자 유무	평상시 활동성	생활 수준	교육 수준	가족의 이환
<남자>							
거주지	0.24**						
배우자 유무	0.50**	0.06*					
평상시 활동성	0.15**	0.21**	0.07*				
생활수준	0.04	0.08*	0.12*	-0.08*			
교육수준	-0.42**	-0.31**	-0.17**	-0.39**	0.19**		
가족의 이환	-0.07*	-0.13*	-0.08*	-0.04	-0.04	0.07*	
건강지식정보원	-0.04	0.00	0.05	-0.05	0.12**	0.10*	0.04
<여자>							
거주지	0.30**						
배우자 유무	0.17**	0.01					
평상시 활동성	0.25**	0.29**	0.13**				
생활수준	-0.06	0.03	0.12**	-0.09*			
교육수준	-0.66**	-0.49**	-0.12**	-0.33**	0.29**		
가족의 이환	-0.09*	-0.10*	-0.19**	-0.05	-0.02	0.01	
건강지식정보원	-0.33**	0.11*	0.07	-0.08*	0.21**	0.38**	0.00

*: p<0.05

**: p<0.01

제시된 비표준화된 요인계수는 모형의 간명함을 추구하기 위해 각 이론 변수에서 측정변수 중 하나를 1.0으로 고정했을 때의 상대적 크기다. 건강상태에서는 스스로 인식하는 건강상태를, 건강보조제에서는 영양제 복용을, 건강행위실천은 운동여부의 요인계수를 1.0으로 고정하였다. 각 측정변수의 요인계수는 모두 통계적으로 유의하였다($t > 2.0$).

스스로 인식하는 건강상태와 만성이환 여부는 방향이 반대이므로 스스로 인식하는 건강상태의 요인계수를 1로 고정할 경우 만성이환 여부의 요인계수는 음의 값이 된다. 남자의 건강행위실천의 요인계수는 모두 방향성이 같아 양의 값을 보인다. 그러나 여자의 경우 적당량의 음주에서 음의 방향성을 나타낸다. 이는 남자를 기준으로 적절한 음주가 정의되었기 때문에 대부분 무음주자인 여성에 있어서 방향이 음을 나타냈다.

표 9-10. 건강상태, 건강보조제 복용 및 건강행위실천에 대한
측정변수들의 요인계수, 1992 (남자)

이론변수	측정변수	람다계수	표준오차	t값
건강상태	자신이 인식하는 건강상태 만성이환 여부	1.00	-	-
		-0.95	0.03	-34.28
건강보조제	비타민류	1.00	-	-
	한약류	1.24	0.02	84.05
	독염소 등	0.83	0.01	80.03
	꿀류	1.12	0.01	82.66
	영지버섯	0.82	0.01	81.20
	기타	0.89	0.01	83.72
건강행위실천	체중	0.20	0.02	11.99
	금연	0.16	0.02	9.52
	적당한 음주	0.89	0.03	35.92
	운동	1.00	-	-
	수면	0.23	0.17	13.22

표 9-11. 건강상태, 건강보조제 복용 및 건강행위실천에 대한
측정변수들의 요인계수, 1992 (여자)

이론변수	측정변수	람다계수	표준오차	t값
건강상태	자신이 인식하는 건강상태 만성이환 여부	1.00	-	-
		-1.05	0.03	-34.28
건강보조제	비타민류	1.00	-	-
	한약류	1.02	0.03	36.53
	독염소 등	1.09	0.03	38.20
	꿀류	1.03	0.03	37.08
	영지버섯	1.10	0.03	38.12
	기타	1.11	0.03	38.69
건강행위실천	체중	0.85	0.03	28.18
	금연	1.13	0.03	35.11
	적당한 음주	-0.84	0.03	-27.63
	운동	1.00	-	-
	수면	0.85	0.03	28.39

사회경제적 변수가 건강상태, 건강보조제 복용 및 건강행위실천에 미치는 영향을 나타내는 경로계수(감마계수)는 표 9-12와 같다.

표 9-12. 사회경제적 요인이 건강상태, 건강보조제 복용 및 건강행위실천에 미치는 영향 (감마계수)

외생변수	내 생 변 수		
	건강상태	건강보조제 복용	건강행위실천
<남자>			
연 령	0.00	0.01	0.01
거주지	-0.03	-0.01*	-0.09*
배우자 유무	0.03*	0.12*	-0.06*
평상시 활동성	0.09*	-0.00	-0.07*
생활수준	0.02	0.00	0.08*
교육수준	0.03	-0.00	0.14*
가족의 이환	0.07*	-0.05*	-0.00
건강지식정보원	-0.07*	0.07	0.45*
<여자>			
연 령	-0.07*	0.01	-0.01
거주지	-0.03	-0.01*	-0.08*
배우자 유무	0.08*	0.09*	0.10*
평상시 활동성	0.04	-0.03	-0.05
생활수준	0.10*	0.01	0.06*
교육수준	0.11	-0.02	0.10*
가족의 이환	0.08*	-0.92*	0.00
건강지식정보원	0.00	0.07*	0.15*

* t-value > 2.0

건강상태에 주는 효과는 남자에서 평상시 활동성이 가장 크고, 다음은 가족의 이환, 건강지식정보원, 그리고 배우자 유무 등의 변수의 효과가 유의하다. 여자의 경우는 남자의 경우와는 달리 생활수준의 효과가 가장 크고, 다음으로 가족의 이환 및 배우자 유무였다. 남자에서는 유의하지 않던 연령은 여자에서 유의하게 나타났다.

건강보조제 복용에 주는 효과는 남자에서 배우자 유무의 효과가 가장 컸고, 가족의 이혼 및 거주지가 유의한 변수였다. 여자에서는 가족의 이혼 유무의 효과가 가장 컸고, 남자의 경우와 같이 배우자 유무 및 거주지가 유의한 변수였다. 그러나 여자에서는 건강지식정보원이 건강보조제 복용에 유의하게 영향을 주고 있다.

건강행위실천에 주는 효과는 남자에서 건강지식정보원이 가장 크고, 다음은 가구주의 교육수준이다. 거주지, 생활수준, 평상시 활동성, 배우자 유무 등도 유의한 변수이다. 여자에서도 남자의 경우에 건강행위실천에 유의하게 영향을 주었던 변수들이 유의하다. 다만 여자에서는 평상시 활동성이 유의하지 않다.

앞에서 설정한 분석모형에 기초하여 건강상태, 건강보조제 복용 및 건강행위실천 간의 관계를 나타내는 직접효과와 건강보조제 복용과 건강행위실천 간의 상관계수는 표 9-13과 같다.

표 9-13. 건강상태, 건강보조제 복용 및 건강행위실천간의 직접경로계수(β) 및 상관계수(r)

	건강상태	건강보조제복용	건강행위실천
<남자>			
건강상태	-	-0.333*(β)	0.948*(β)
건강보조제 복용	-0.127*(β)	-	-
건강행위실천	-	0.03(r)	-
<여자>			
건강상태	-	-0.782*(β)	0.233*(β)
건강보조제 복용	-0.804*(β)	-	-
건강행위실천	-	-0.04(r)	-

* $t > 2.0$

남자의 경우 건강상태가 낮을수록 건강보조제를 복용하게 되며($\beta = -0.127$) 건강보조제의 복용은 건강상태에 음의 영향($\beta = -0.333$)을 주었다. 이에 반하여 건강행위실천은 건강상태에 양의 영향을 주었다($\beta = 0.948$). 그리고 건강보조제 복용과 건강행위실천 간 상관계수는 0.03으로 통계적으로 유의하지 않다.

여자의 경우도 건강상태가 낮을수록 건강보조제를 복용하게 되며($\beta = -0.804$) 건강보조제의 복용은 건강상태에 음의 영향($\beta = -0.782$)을 주었다. 이에 반하여 건강행위실천은 건강상태에 양의 영향을 주었다($\beta = 0.233$). 그리고 건강보조제 복용과 건강행위실천 간 상관계수는 -0.04로 통계적으로 유의하지는 않으나 역상관관계에 있다.

이와같은 분석을 통해 남녀 성별 차이없이 건강보조제는 건강상태가 낮을수록 복용하게 되며 건강보조제를 복용하는 것이 건강상태를 증가시키지는 못하는 것으로 설명된다. 한편 건강행위실천은 건강상태에 양의 영향을 주었으며, 건강보조제 복용과 건강행위실천은 남녀 모두 통계적으로 유의하지 않다. 한편 성별로 이들 3개 요인간 주는 효과의 차이가 큼을 알 수 있다. 남자에서 건강행위실천이 건강상태에 주는 효과가 큰 반면, 여자에서는 낮은 건강상태가 건강보조제 복용에 주는 효과가 더 크다.

이상의 분석에서 얻은 변수들간의 유의한 경로 계수만을 선정하여 도식화한 것은 그림 9-2, 그림 9-3과 같다. 각 모형의 적합도는 표 9-14와 같다. 모형의 기초부합치는 남자에서 0.896, 여자에서 0.901로 0.90이상을 적합된 좋은 모형이라고 볼 때, 남자에서 약간 적합도가 떨어지기는 하나, 모형의 적합성 인정에 큰 무리가 없는 것으로 보인다.

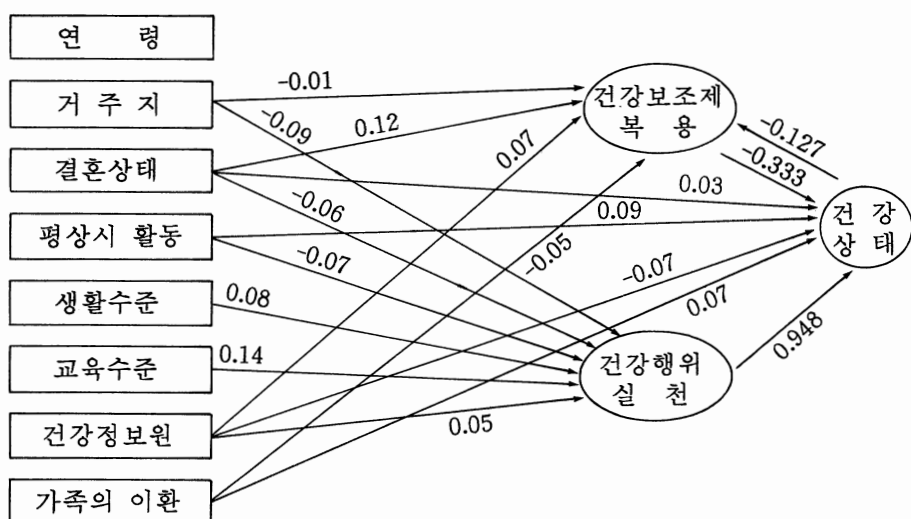


그림 9-2 변수간 경로계수, 1992 (남자)

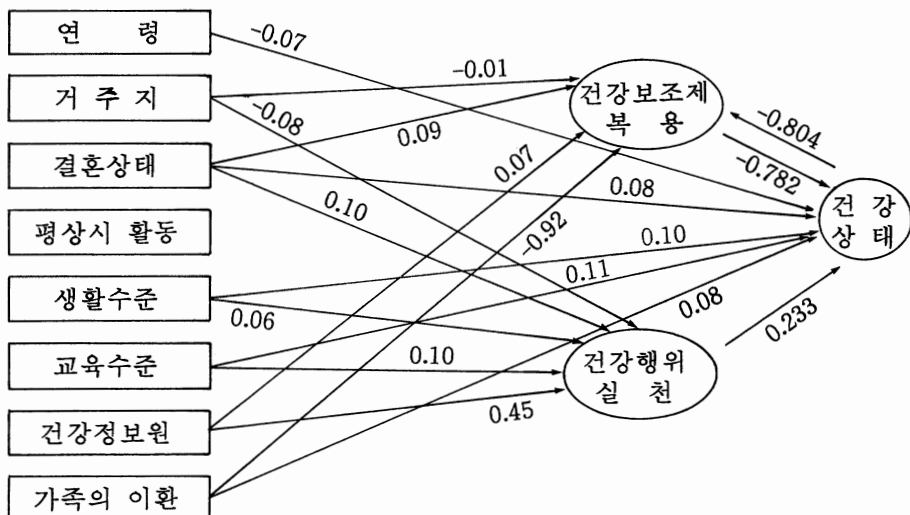


그림 9-3. 변수간 경로계수, 1992 (여자)

표 9-14. 분석모형의 적합도

적 합 도	남	여
기초 부합치	0.896	0.901
다중상관 자승치		
건강상태	0.450	0.473
건강보조제 복용	0.143	0.104
건강행위실천	0.276	0.163
결정계수	0.487	0.384

4. 要 約

비타민류(간장약 등 포함), 한약류(한약, 녹용, 인삼 등), 흡연소류(개소주 등), 꿀류(로얄제리 등), 영지버섯, 기타 등을 포함하는 건강보조제는 20-59세 성인에서 지역 및 성별로 차이없이 높은 복용률을 나타내고 있다.

건강보조제 복용률은 지역 및 교육수준에 따른 유의한 차이가 없고, 다만 연령과 생활수준별로 유의한 차이를 나타낸다. 건강보조제 중에서 비타민류와 한약류의 복용률이 각 사회·경제적 계층별로 다 같이 높다.

건강보조제 복용은 건강향상에 목적이 있고, 따라서 건강행위실천과 밀접한 관련성이 있어야 한다. 그러나 분석결과는 건강상태가 낮을수록 건강보조제 복용률이 높고, 건강보조제 복용과 건강행위실천 간에는 상관관계가 없다는 것이다. 기대와 전혀 다른 방향에서 건강보조제가 복용되고 있는 것이다. 사전적 질병예방이나 건강증진이 아닌 사후적 질병이환 후 치료적 또는 건강악화의 방지 등 목적으로 건강보조제가 복용되고 있다.

참 고 문 헌

- 송건용 외, 한국인구보건연구원, 국민보건의식 행태조사연구, 1984.
- 송건용 외, 1989년도 국민건강조사, 한국보건사회연구원, 1990.
- 송건용 외, 1992년도 국민건강 및 보건의식행태조사, 한국보건사회연구원, 1993.
- 안창수, 남철현, 건강보조제에 대한 도시지역주민의 의식조사연구, 한국 보건협회지, 16(2):43-55, 1990.
- 농수축산신문, 식품연감, 1993 1991
- 남철현, 홍문화, 유태종, 바른건강생활 제3집, 보건사회부, 1984.
- 정기택, 식품과학, 7:20(3):3, 1987.
- 한국식품공업협회, 건강보조식품의 제조 및 유통실태조사연구(2차), 1990. 12.
- 한국의료정책연구소, “보약 무엇이 문제인가?”, 1991.
- 안장수, 소위 건강보조제의 현황과 전망, 식품과학과 산업, 22(2):58-68, 1989.
- Macrae R, Robinson RK, Sadler MJ(eds.), Encyclopedia of food science, food technology and nutrition, London Academic Press, 1993.

第 10 章 要約 및 結論

1. 要約

1989년 7월 전국민의료보장시대의 개막과 함께 우리나라의 의료상태는 급격히 변화하고 있고, 의료보장의 궁극적 목적도 의료이용 수준의 향사에서 모든 국민에게 지역, 성, 연령, 사회·경제적 계층간 차이없는 동등한 수준의 의료이용(의료접근성의 평등, equal access)과 의료요구에 대한 의료이용의 형평(equity)의 실현 즉 동등한 의료요구에 대한 동등한 치료(equal treatment for equal need)로 전환되고 있다.

이와같이 의료이용의 평등과 형평의 실현과 동시에 추구해야 할 주요 정책과제는 의료이용의 편의도 향상, 지출의료비의 절감, 그리고 전반적인 건강상태의 향상이다.

이와같은 주요 의료현안(issues)의 변화에 부응하는 의료정책을 도출하기 위하여 많은 질문이 나올 수 있다.

우리 국민의 의료이용 수준은 낮은가? 높은가?

의료이용 수준은 연도별로 증가경향을 나타내고 있는가? 그렇다면 이러한 증가는 의료이용 수준이 낮았던 취약계층에서의 의료이용 증가에 기인된 것인가? 아니면 高益高 현상으로 높은 수준에 있는 의료이용자가 더욱 많은 의료를 이용함으로써 전체적 의료이용 수준이 높아지고 있는가?

의료이용자간 의료이용량의 불균형적 분포는 심화되고 있는가? 완화되고 있는가?

의료이용의 편의성은 개선되고 있는가? 지출의료비의 결정요인은 무엇인가? 의료이용의 결정요인은 무엇인가? 건강행위의 실천은 건강상태를 향상시키는가? 건강행위의 실천은 지출의료비를 감소시키는가? 건강보조제 복용은 건강상태를 향상시키는가?

이와같은 질문에 대한 해답을 얻기 위해 본 연구가 실시되었다. 자료는 한국보건사회연구원이 1989년과 1992년에 각각 실시한 국민건강조사 자료가 이용되었고 지역, 성, 연령, 교육수준, 의료보장상태, 생활수준, 건강상태별로 계층간 차이 및 그 차이의 연도별 변화에 분석의 초점이 주어지고 있다.

분석방법은 평균치와 백분율에 의거한 기술분석과 주요 변수의 효과를 밝혀내기 위한 다변량분석(다중선형회귀분석, 로지스틱회귀분석, 공변량구조분석 등)이 사용되었고, 주요 분석결과는 다음과 같다.

1) 醫療要求와 充足

- 의료요구자 100인당 의료충족률은 1992년에 92.7%이다. 1981년 의료충족률은 도시에서 77.7%, 읍지역에서 73.1%, 면지역에서 59.2%였던 것과 비교하여 크게 향상되었다. 이러한 향상은 지역, 인구, 사회·경제적 계층간 격차완화를 통해 이룩된 것이다.
- 그러나 1992년에도 이들 계층간 격차는 상존한다. 지역별(시부 94.6%, 군부 87.3%), 연령별(0-4세 99.2%, 50-59세 87.4%), 교육수준별(무학 85.0%, 대졸 96.6%), 의료보장상태별(의료보호/부조 81.1%, 직장의료보 94.7%), 생활수준별(하 89.7%, 상 95.1%), 건강상태별(건강하지 않음 88.0%, 건강함 96.0%)로 격차가 있다.

- 의료충족 여부에 대한 로지스틱회귀분석은 만성질환이 의료미충족의 가장 중요한 변수임을 밝히고 있다. 다음으로는 군부거주, 낮은 교육 및 생활수준이 유의하게 영향을 준다.
- 의료충족률이 의료의 형평실현 정도를 나타낸다면, 의료의 형평실현 정도가 상대적으로 낮은 계층은 군부거주, 연령 50-59세, 교육수준 무학, 의료보호/부조 수혜자, 건강하지 않음 등의 특성을 갖는다.
- 이들 의료의 형평실현 정도가 낮은 계층의 특성은 미치료이유 중 경제적·지리적 미치료이유의 비율이 비교적 큰 의료취약계층의 특성과 일치한다. 그러므로 향후 의료의 형평실현을 위해 이들 취약계층에 대한 의료접근도의 향상은 중요 정책과제가 되어야 할 것이다.

2) 醫療利用 樣相

- 의료이용 양상은 의료이용자 100인당 각 치료원 이용 비율로 나타난다. 지역, 인구, 사회·경제적 상태에 따른 의료이용 양상은 유의하게 차이가 있다. 의료이용 양상은 변화하고 있고, 변화의 특성은 약국(방) 이용률이 감소하고 병의원 이용률이 증가하는 것이다.
- 1989-92년 기간에 병의원 이용률은 크게 증가하여 지역, 인구, 사회·경제적 계층간 격차는 크게 감소하였다. 그러나 1992년에도 병의원 이용률은 연령(0-4세 77%, 40-49세 38%), 가구주의 교육수준(국졸 40%, 대졸 58%), 의료보장상태(미수혜자 21%, 공교의료보험

50%), 생활수준(하 43%, 상 53%), 건강상태(건강하지 않음 45%, 보통임 38%)간에 격차는 비교적 크지만 지역 및 성별 격차는 거의 없다.

3) 外來診療

- 연간 1인당 의사방문수는 1989-92년 기간에 현저히 증가했다. 이러한 증가는 군부지역, 0-4세, 낮은 교육수준, 의료보호/부조 수혜자, 건강상태는 건강하지 않음 등에서 현저하였다. 이들 특성을 갖는 계층은 의료취약대상이라고 할 수 있는데, 이들 계층의 의사방문수가 현저히 증가함으로써 1992년에 이들 취약계층의 연간 1인당 의사방문수는 그렇지 않은 계층보다 오히려 더 높아졌다. 시부보다 군부에서, 노인보다 0-4세 영유아에서, 대졸보다 무학에서, 의료보험 적용자보다 의료보호/부조 수혜자에서 각각 연간 1인당 의사방문수는 현저히 많다. 이들 계층의 의료이용 증가를 통하여 전체 수준(연간 1인당 평균 의사방문수)을 향상시키는데 기여하였음을 알 수 있다.
- 그러나 외래진료서비스는 인구의 모든 계층에 의하여 균등히 이용되지 않는다. 연간 의사방문경험이 없는 비율과 고도이용자의 비율이 여전히 높다.
- 특히 외래진료를 위한 의사방문수의 증가에 크게 영향을 주는 연간 21회 이상 고도이용자에 관심을 가질 때, 1989-92년간 고도이용자 비율이 증가한 계층은 군부거주자, 60세 이상, 교육수준 무학 및 국졸, 의료보호/부조 수혜자 등이다. 이들 계층은 의료취약대상이며, 1989-92년 기간에 연간 1인당 의사방문수가 크게 향상되었는

데, 이러한 현상은 소수 고도이용자의 비율증가에 크게 영향을 받았고, 동시에 이들 계층에 있어서의 외래진료의 불균형적 이용분포가 심화되고 있음을 나타낸다.

- 연간 병원 방문수를 종속변수로 한 회귀분석에서 1989년과 1992년 모두에서 의료요구요인의 측정변수 중 하나인 만성질환 여부와 건강상태가 유의한 설명변수로 나타났으며, 개인속성요인의 측정변수인 성별, 연령, 결혼상태, 교육수준 등이 유의한 설명변수로 나타났으며, 지불능력요인의 측정변수인 의료보장, 선호치료원 유무가 유의한 설명변수로 나타났고, 건강행위에서는 흡연, 건강보조제 복용이 유의한 설명변수로 나타났다.
- 병원 방문여부를 종속변수로 한 로지스틱회귀분석에서는 1989년과 1992년 모두에서 의료요구요인의 측정변수인 건강상태, 만성질환 여부가 유의한 설명변수이고 개인속성요인 중 결혼상태, 교육수준이 유의한 설명변수로, 건강행위 중에서는 건강보조제 복용이 유의한 설명변수로 나타났다.
- 병원 고도이용 여부에 대한 로지스틱회귀분석 결과에서 병원 방문여부의 주요 결정요인은 만성질환 여부와 건강상태였다. 다만 1992년에 거주지역이 중요한 변수로 밝혀졌다.
- 공변량구조분석에서는 의료이용에 의료요구요인이 가장 큰 영향을 미치며, 다음으로 개인속성요인이 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다음으로 지불능력요인이, 마지막으로 건강행위가 영향을 미치는 것으로 나타났다.
- 이와같은 연간 병원 방문수, 연간 병원 방문여부, 그리고 병의

원 고도이용 여부 등의 주요 결정요인은 의료요구요소인 만성이환과 건강상태였음이 밝혀지고 있다. 이환수준 및 만성이환이 감소하지 않는 한 병의원 이용률은 감소하지 않음을 알 수 있다.

- 영유아의 의료이용과 엄마의 의료이용 간의 상관성은 높다. 엄마에 관련된 다른 변수와 가구에 관련된 변수를 방정식에 추가할 때 엄마의 의료이용의 계수가 유의하고 거의 변하지 않은 것으로 밝혀졌다. 엄마와 가구에 관련된 변수 중 엄마의 의료이용이 영유아의 의료이용에 가장 유의한 설명변수로 나타났고, 1989년 보다 1992년에 그 효과는 더 커지고 있음이 지적되었다. 따라서 영유아의 과다 또는 과소의료이용 수준은 엄마의 의료이용 수준에 의해서 크게 영향받고 있다.

4) 入院診療

- 1989-92년 기간에 입원율은 크게 증가했고, 입원율의 지역간 및 교육수준별 격차가 없거나 완화되었다. 그러나 지역간, 연령별 그리고 의료보장상태별로 입원율의 격차는 크다. 특히 의료보장 미수혜자의 입원율은 낮다. 1989-92년간 입원율의 증가는 시부의 남자, 50-59세, 군부의 대졸, 의료보호/부조 수혜자, 군부의 생활수준 「하」, 건강상태 보통 및 건강하지 않음 등의 계층에서의 입원율이 크게 증가한데 기인된 것이다. 그러나 이러한 입원율 증가에도 불구하고, 선진 몇 개국과 비교된 우리나라의 입원율은 여전히 낮은 수준에 있다.
- 입원진료에 있어서 인구 중 소수의 장기입원자(16일 이상 입원) 비율은 높을 뿐만 아니라 이 비율이 증가추세에 있는 것이 문제이다.

이들 장기입원자는 1989년에 인구 100인당 1.1%였고, 1992년에 1.4%로 증가했다. 이들 소수 장기입원자가 연간 재원일수 중 차지하는 비율은 1989년에 73.3%, 1992년에 75.5%이다(미국의 경우에 이들 장기입원자가 총 재원일수 중 차지하는 비율은 1980년에 55.5%였다). 1989-92년 기간에 이들 16일 이상 장기입원자의 비율이 비교적 크게 증가한 계층은 50세 이상, 남자, 그리고 건강상태가 건강하지 않음 등이다.

- 입원 건당 재원일수를 결정하는 주요 변수를 밝혀내기 위한 다중선회귀분석에서 가장 중요한 변수는 1989년과 1992년에 다 같이 의료기관 도달 소요시간, 성, 만성질환 등이었다. 장기입원 여부에 영향을 주는 주요 변수의 효과를 밝히기 위한 로지스틱회귀분석에서 주요 변수는 역시 의료기관 도달 소요시간, 성, 만성질환 등이다. 그러나 1989년과 1992년간 변화에서 특기할 사항은 재원일수에 대한 회귀분석과 장기입원 여부에 대한 로지스틱회귀분석에서 다 같이 1989년에 연간 병의원 방문수가 중요한 변수였으나, 1992년에 유의하지 않은 변수로 변화한 것이다. 이는 소수의 장기입원자가 외래진료도 고도로 이용하는 경향, 특히 소수의 입원 및 외래진료의 의료과점 현상이 완화되고 있는 것으로 해석된다.

5) 醫療接近 便宜度

- 병의원 이용자의 이용 편의도가 동일 증진료권내 이용률과 의료기관 도달 소요시간의 분포로 분석되었다. 외래진료나 입원진료에 있어서 동일 증진료권내 이용률은 1989-92년 기간에 약간 증가하고 있다. 이는 그간 의료시설의 확대와 의료전달체계의 운영성과에 기인된 것으로 해석된다.

- 그러나 의료기관에 도달하는 데 1시간 이상 소요한 이용자의 비율은 1989-92년 기간에 외래진료나 입원진료에서 증가경향을 나타낸다. 특히 입원진료에서 1시간 이상 소요비율은 증가하고 30분 미만 소요비율은 현저히 감소하고 있다. 소요시간에 구애받지 않는 유명한 또는 대규모 병원 선호성과 도시내 교통체증의 심화 등이 의료기관 도달 소요시간을 증가시키고 있고, 앞으로도 계속 이러한 경향은 지속될 것으로 전망된다.

6) 支出醫療費

- 15일간 지출의료비에 대한 다중선행회귀분석에서 가장 잘 설명해주는 변수는 의료기관 방문수이며, 다음으로 유의한 변수는 만성질환 여부였다. 이외에 거주지역, 교육수준, 의료보장, 건강상태, 건강행위 중 숙면이 유의한 설명변수로 나타났다.
- 공변량구조분석에는 다중회귀분석에서 유의한 설명변수인 여러 개의 측정변수를 묶어서 이론변수를 구축하고 이들 변수간의 관계를 검정하고 이론 변수들간의 직접 및 간접효과를 살펴 본 결과 지출의료비는 의료이용과 의료요구에 의해서 결정되며 의료이용은 개인속성, 지불능력, 의료요구에 의해서 결정되며, 의료요구는 개인속성, 지불능력, 건강행위에 의해서 영향을 받게되며 지불능력과 건강행위에는 개인속성에 의해 영향을 받음이 밝혀졌다.
- 구축된 모형의 LISREL분석 결과 개인속성이 지불능력에 양의 유의한 영향($\gamma=.120$)을 미치며 의료요구에 음의 유의한 영향($\gamma=-.478$)을 미쳤다. 또한 지불능력은 의료요구에 유의한 양의 영향($\beta=.026$)을 미치는 것으로 나타났다. 의료요구는 의료이용과 지출의

료비에 각각 유의한 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다($\beta = -.366$, $\beta = -.328$). 의료이용은 지출의료비에 유의한 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다($\beta = .491$).

7) 健康行爲實踐과 健康狀態

- 건강행위가 건강수준에 미치는 영향을 알아보기 위해 두종류의 건강수준 척도의 점수와 다섯종류의 건강관련행위 간의 관계를 다변량공분산분석으로 분석하였다. 1989년과 1992년 자료 모두에서 공변량을 통계적으로 통제하면 건강수준을 측정하는 척도에 따라 약간의 차이는 있으나 모든 분석에서 적당한 수면의 건강행위를 수행하는 사람이 건강수준이 높은 것으로 나타났다. 공변량 중에서는 나이와 교육수준이 건강수준에 가장 유의한 영향을 미치는 변수로 밝혀졌는데 나이가 많을수록, 교육정도가 낮을수록 건강수준이 낮은 것으로 나타났다.
- 본 분석에서 비록 몇가지 건강행위가 건강수준에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으나 우리가 관심을 갖는 건강행위인 금연, 운동, 절주, 식사 등이 건강상태에 준 효과는 유의하지 않거나 유의하여도 극히 낮았다. 이는 우리나라 현실 즉 건강행위의 실천이 보편화되지 않음으로써 그 효과가 낮은 것인지 아니면 분석에서 사용된 자료가 횡단적 자료이기 때문에 실제 인과관계를 나타내는데 충분하지 못한 것인지 알 수 없다. 인과관계의 특성은 건강수준과 건강행위 간의 사건의 시간적 순서가 구축된 자료의 분석으로 가능할 것이다. 따라서 앞으로 건강행위가 건강의 결정요인인지 건강이 건강행위의 결정요인인지 혹은 양방향의 관계인지를 알아보기

위한 적절한 자료의 수집방법의 개발과 아울러 이 분야의 많은 연구가 요구된다.

8) 健康補助劑 服用과 健康狀態

- 비타민류(간장약 등 포함), 한약류(한약, 녹용, 인삼 등), 흑염소류(개소주 등), 꿀류(로얄제리 등), 영지버섯, 기타 등을 포함하는 건강보조제는 20-59세 성인에서 지역 및 성별로 차이없이 높은 복용률을 나타내고 있다(1992년 46%, 1989년 38%). 건강보조제 복용률은 지역 및 교육수준에 따른 유의한 차이가 없고, 다만 연령과 생활수준별로 유의한 차이를 나타낸다. 건강보조제 중에서 비타민류와 한약류의 복용률이 각 사회·경제적 계층별로 다 같이 높다.
- 건강보조제 복용은 건강향상에 목적이 있고, 따라서 건강행위실천과 밀접한 관련성이 있어야 한다. 그러나 다변량분석결과는 건강상태가 낮을수록 건강보조제 복용률이 높고, 건강보조제 복용과 건강행위실천 간에는 상관관계가 없다는 것이다. 기대와 전혀 다른 방향에서 건강보조제가 복용되고 있는 것이다. 사전적 질병예방이나 건강증진이 아닌 사후적 질병이환 후 치료적 또는 건강악화의 방지 등 목적으로 건강보조제가 복용되고 있다.

2. 結 論

1) 醫療利用의 平等(equal access)

- 의료이용의 평등실현 정도는 1989년 전국민의료보험제도의 실시 이후 1992년간에 의료이용 수준의 향상과 함께 현저히 향상되었다.
- 의료이용 양상에서 약국(방) 이용률이 크게 감소했고, 이 감소의 대부분은 병의원 이용으로 대체되었다. 연간 1인당 의사방문수와 연간 1,000인당 입원율로 나타낸 의료이용 수준은 현저히 증가했고, 이 증가는 취약계층(군부거주, 낮은 교육 및 생활수준, 노령층, 낮은 건강상태)에서의 증가에 기인함으로써 계층간 의료이용 수준의 격차도 완화되었다. 특히 지역간 및 성별 의료이용 수준의 격차는 거의 없다.

2) 醫療利用의 衡平(equity)

- 의료이용의 형평실현 정도는 1989년 전국민의료보험제도 실시 이후 1992년간에 크게 향상되었다. 이러한 향상은 의료이용의 평등실현 정도가 낮은 취약계층에서의 현저한 개선에 의하여 이룩되기는 하였으나, 여전히 이들 취약계층에 있어서 의료이용의 형평실현 정도는 상대적으로 낮다.
- 특히 의료이용의 형평실현 정도가 낮은 계층은 군부거주, 연령 50-59세, 낮은 교육수준, 의료보호/부조 수혜자, 건강하지 않음의 특성을 가지며, 실제 의료이용 수준이 높으면서 미충족률도 높다.

3) 政策的 課題

- 의료이용 수준(외래진료)은 이미 높은 수준에 달하였다. 이제는 의료이용의 합리화, 지출의료비 감소 그리고 건강수준의 향상에 정책적 관심이 전환되어야 한다.
- 의료이용에 있어서 소수 고도(高度)이용자에 의한 의료이용 과점현상이 완화되어야 한다. 이를 위하여 영유아의 의료이용 감소를 위한 어머니의 인식·태도·행동의 변화, 만성질환의 사전예방 등이 필요하다.
- 만성질환과 건강상태는 의료이용에 주는 가장 중요한 변수이지만 금연, 음주, 운동, 식사, 수면, 그리고 건강보조제 복용 등 건강행위는 건강상태의 향상 및 지출의료비 감소에 유의하게 영향을 주지 않고 있다. 건강행위의 실천은 현실적으로 낮은 건강상태에 영향을 받고 있기 때문이다.
- 만성질환으로의 질병양상의 변화와 의료이용 수준의 향상경향에 대응하여 의료수요량의 증가경향 둔화, 지출의료비 감소, 의료이용의 합리화 그리고 건강수준의 향상 등을 위하여 질병예방을 위한 사전적 건강행위가 범국민적으로 실시되어야 한다.

醫療利用과 健康行爲에 관한 綜合分析

1993年 12月 日 印刷
1993年 12月 日 發行

發行人 李 晟 雨

發行處 韓國保健社會研究院

서울特別市 恩平區 佛光洞 산42-14

電 話 355 - 8003 ~ 7

印刷處 大 明 文 化 社

電 話 263 - 1292 ~ 3
