

우리나라 국민의 외래방문 횟수
결정요인 분석

연세대학교 보건대학원

국제보건학과

조 정 은

우리나라 국민의 외래방문 횟수
결정요인 분석

지도 정 우 진 교수

이 논문을 보건학석사 학위논문으로 제출함

2004년 6월 일

연세대학교 보건대학원

국제보건학과

조 정 은

조정은의 석사 학위 논문을 인준함

심사위원_____인

심사위원_____인

심사위원_____인

연세대학교 보건대학원

2004년 6월 일

감사의 글

설레임으로 시작한 보건 대학원 국제보건학과에서의 생활이 어느덧 5학기의 끝무렵입니다. 힘든 시간이었지만, 함께할 수 있는 분들이 있었기에 행복했고, 여기까지 무사히 올 수 있었습니다.

먼저, 애정어린 질책과 격려로 처음부터 논문 진행과정을 지도해 주신 정우진 교수님과 바쁘신 가운데도 부족한 논문을 세심하게 지도해주신 오영호 선생님과 박종연 선생님께 감사드립니다.

대학원 생활 내내 옆을 떠나지 않고 서로에게 힘이 되어준 우리 동기 유수정 선생님과 황원주 선생님께도 졸업 축하와 함께 감사의 말을 전합니다. 언제나 든든한 대학원 선배이자 친구인 영희에게, 힘들 때마다 서로에게 위로가 되어준 영원한 동기 영주에게 고맙다고 전하고 싶습니다. 그리고 이선미 선생님과 홍사라 선생님께도 감사드립니다.

논문 진행 과정에 많은 도움을 준 이수철형과 늦은 밤까지 도움을 아끼지 않았던 산업안전관리공단의 이경용 선배님께 진심으로 감사드립니다. 자료 편집때 마다 도움을 준 후배 은율이에게도 감사의 말을 전하며, 곁을 떠남에도 잘 챙겨드리지 못한 방연수 선생님과 곧 케나다로 떠날 김미선 선생님께도 감사드립니다. 일터와 학교를 오가며 힘들 때마다 늘 마음으로 응원해준 동아리 선배님들과 후배님들, 근무시간을 배려해준 우리 HICU 동료들께도 감사드립니다.

바쁜 핑계로 여유롭게 활짝 웃음 한번 지어주기가 어려웠던 언니와 조카

신은이, 자주 연락을 주고받지 못해도 늘 든든한 나의 후원자들인 동생 정선이와 경호, 형부 그리고 가족같은 나의 친구 은정에게도 사랑한다는 말과 함께 감사드립니다.

마지막으로 멀리 있는 그리운 언니들과 끝까지 힘을 실어주며 믿어주신 어머니 아버지께 진심으로 감사드리며 사랑을 전합니다.

2004년 6월

조정은 올림

차 례

| | |
|-----------------------------------|----|
| 국 문 요 약 | v |
| I. 서 론 | 1 |
| 1. 연구의 필요성 | 1 |
| 2. 연구 목적 | 3 |
| II. 선행 연구 고찰 | 4 |
| 1. 의료이용 모형 | 4 |
| 2. 의료이용에 영향을 미치는 요인 | 9 |
| III. 연구 방법 | 13 |
| 1. 연구 자료 및 대상 | 13 |
| 2. 변수의 정의 | 21 |
| 3. 분석 방법 | 24 |
| IV. 연구결과 | 26 |
| 1. 일반적 특성 | 26 |
| 가. 연구대상자의 외래방문 횟수의 평균과 표준편차 | 26 |
| 나. 독립변수별 외래방문 횟수의 평균과 표준편차 | 26 |
| 2. 외래방문 여부에 영향을 미치는 요인 | 28 |
| 가. 연구대상자의 특성별 외래방문을 | 28 |
| 나. 외래방문 여부에 영향을 미치는 요인 | 31 |

| | |
|----------------------------------|----|
| 3. 외래방문 횟수에 영향을 미치는 요인 | 33 |
| 가. 연구대상자 특성별 외래방문 횟수의 평균비교 | 33 |
| 나. 외래방문 횟수에 영향을 미치는 요인 | 35 |
| | |
| V. 고찰 | 37 |
| 1. 연구자료 및 방법에 대한 고찰 | 37 |
| 2. 연구결과에 대한 고찰 | 39 |
| | |
| VI. 결론 | 43 |
| | |
| 참고문헌 | 45 |
| | |
| 영문초록 | 50 |

표 차 례

| | |
|-----------------------------------|----|
| 표1 국민건강. 영양조사 조사완료율 | 14 |
| 표2 연구대상자의 일반적 특징1 | 17 |
| 표3 연구대상자의 일반적 특징2 | 18 |
| 표4 질환별 외래방문 분포 | 20 |
| 표5 주요 변수의 정의 | 22 |
| 표6 외래방문 평균횟수 | 26 |
| 표7 독립변수별 외래방문 횟수의 평균과 표준편차 | 27 |
| 표8 연구대상자 특성별 외래방문을 | 30 |
| 표9 외래방문 여부에 대한 로지스틱 회귀분석 | 32 |
| 표10 연구대상자 특성별 외래방문 횟수의 평균비교 | 34 |
| 표11 외래방문 횟수에 대한 회귀분석 | 36 |

그림 차례

| | |
|--|----|
| 그림1 Andersen의 의료서비스 이용 형태 모형(1974) | 6 |
| 그림2 연구 대상자의 외래방문 횟수 분포 | 15 |
| 그림3 분석의 틀 | 25 |

국 문 요 약

이 연구는 한국보건사회연구원의 2001년 국민 건강, 영양조사 자료를 이용하여 외래방문 횟수에 영향을 미치는 인구학적, 사회경제적 요인들을 분석한 것이다. Adersen의 의료이용 모형을 이용하여 외래방문 횟수에 영향을 미치는 변수를 개인속성, 의료가능 요인으로 나누어 관련성을 분석하였다.

대상자의 특성별 외래방문 여부를 카이제곱 검정을 통해 알아보았고, 평균 외래방문 횟수에 차이가 있는지 분산분석을 실시하였다. 외래방문 횟수에 영향을 미치는 요인들을 살펴보기 위하여 로지스틱 회귀분석과 다중회귀분석을 실시하였다.

성, 연령, 교육수준, 거주지역이 외래방문 여부에 통계적으로 유의하였다. 여자에 비하여 남자의 외래방문 할 확률이 1.336배 컸다. 29세 이하인 집단에 비하여 30~64세 집단은 0.727배 65세 이상인 집단은 0.397배 외래방문할 확률이 컸다. 교육수준은 중졸이하 집단에 비하여 고졸 집단이 1.489배 컸다. 읍면지역에 비하여 중소도시 거주자들의 외래방문할 확률이 1.326배 컸다.

연령과 의료보장 유형이 외래방문 횟수와 유의한 관련성을 보였다. 연령이 증가할수록 외래방문 횟수가 많았다. 미가입, 의료보호 1, 2종에 비해 직장 의료보험자와 지역 의료보험자의 외래방문 횟수가 작았다. 성, 교육수준, 결혼상태, 1인당 가구원 소득, 음주, 흡연, 거주지역은 외래방문 횟수와 유의한 관련성을 보이지 않았다.

본 연구 결과는 외래방문 횟수에 영향을 미치는 요인을 분석함으로써 국가의 제한된 의료자원을 효율적으로 활용하는데 필요한 정보를 제공하여 보건 의료 정책결정을 위한 보조 자료로 활용될 수 있을 것이다.

핵심되는 말 : 외래방문 횟수, 인구학적, 사회경제적 요인

I. 서론

1. 연구의 필요성

한국인의 건강관리 방법에 대한 조사를 보면 건강을 위해 어떤 활동에든 참여하는 인구가 늘고 있음을 알 수 있다. 이러한 현상은 건강과 관련된 담론이 지배적으로 확산되고 있음을 보여주고 건강 라이프스타일이 확산되고 있음을 의미하는 것이다. 간접적 지표로 볼 수 있다. 즉 자신의 몸에 대한 운명론적 생각을 하는 사람들이 줄고 자신의 건강과 몸을 스스로 통제할 수 있다고 생각하는 사람들이 늘어가고 있다고 볼 수 있는 것이다(이중찬,2000).

국민건강보험공단이 발간한 ‘2001건강보험통계연보’에 따르면 건강보험 대상자 4600만 명 가운데 약 85%인 3900만 명(한방제외)이 병의원에서 진료를 받았고 700만 명 정도가 진료를 받지 않은 것으로 확인되었다. 통계연보에 따르면 우리나라는 외국에 비하여 의료이용 빈도가 많은 나라에 속한다. 지난해(2001) 우리국민은 1인 당 연간 13.2회씩 의사를 찾아 진료를 받았으며 대부분 외래(12.3회)를 이용한 것으로 나타났다. 건강보험공단이 지출하는 보험재정 가운데 외래환자에게 지출하는 비용이 73%를 OECD국가 중 최고 수준이다. 건강보험 급여비 중 외래지출이 지나치게 높으며 격차가 커지는 추세로 1995년에 비하여 입원은 2배 증가 한데 반해 외래는 4.2배 증가한 것으로 나타났다. 외래는 낮은 본인부담과 이용환자 증가로 건강보험 재정위기를 겪었다.

의약분업 시행이전에 약국에서 전문의약품을 임의조제 혹은 자가투약 하던 환자들이 전문의 약품을 처방 받기 위해 의료기관 외래를 이용하게 됨

에 따라 의료 이용 환자가 증가하는 현상이 나타났다. 또, 노인인구의 증가와 소득 증가, 고급 의료기술 확산과 의료인력 및 병상수 증가는 의료이용 증가의 수요와 공급측면의 대표적 요인들이다(김진현, 2002).

의료이용에 대한 분석은 보건의료정책 수립의 가장 기본적인 의료공급자, 소비자는 물론 의료 정책자들도 많은 관심을 갖고 있는 분야이다. 우리나라에서 그동안 의료이용에 관한 많은 연구들이 진행되었는데, 주로 의료이용의 수준을 파악하고 의료이용에 영향을 주는 요인을 규명하려는 것이었다(배상수,1985;유승흠,1986). 그간 우리나라에서 의료이용과 관련하여 이루어진 연구는 크게 의료이용의 결정요인에 대한 연구와 의료기관의 선택요인에 대한 연구로 대별될 수 있다(배상수, 1993). 이중 전자의 연구는 대부분 Andersen의 모형을 이용해 왔으며(배상수,1985; 유승흠 외, 1987; 김석범 외, 1989; 오장균, 1991; 최재준, 1991) 최근의 연구 역시 이 모형에 근거하나 이 모형에 포함되어 있는 변수들을 중심으로 이루어지고 있다(김은주, 1994; 이원재, 1998) Andersen 모형이 의료 서비스에 대한 접근성에 영향을 미치는 요인을 규명하는 것을 목적으로 한다는 점을 감안할 때, 그간 우리나라에서 의료이용의 주요 현안이 의료에 대한 접근도를 향상시키고 형평성을 제고하는 것이었음을 반영하는 것이며, 여전히 이러한 문제가 주요 이슈로 자리잡고 있음을 보여준다(강명근, 2000).

본 연구는 Andersen의 의료이용 모형을 이용하여 의료이용에 영향을 미치는 요인을 파악하고 그 관련성을 알아보기 위한 것이다.

2. 연구의 목적

국민 건강 영양조사 자료를 이용하여 외래방문을 한 인구집단의 특성을 알아보고, 외래방문 횟수에 영향을 미치는 요인을 Andersen의 의료이용 모형을 통해 파악하고자 한다. 이를 통해 의료이용에 관한 보건정책의 방향을 제시하고자 한다. 연구의 세부목적은 다음과 같다.

첫째, 의료이용에 영향을 미치는 요인을 고찰한다.

둘째, 연구대상자의 특성을 외래 방문여부에 따라 개인속성 요인, 의료가능요인으로 구분하고, 이 특성들에 따른 외래방문 여부를 분석한다.

셋째, 의료이용 집단에서 개인속성 요인, 의료가능요인들이 외래방문 횟수에 미치는 영향을 분석한다.

II. 선행 연구 고찰

1. 의료이용 모형

의료이용과 관련된 요인을 이해하기 위해 연구자들은 다양한 행태 모형을 개발하고 이용해 왔다. Mckinlay(1972)는 경제적 접근방법, 사회인구학적 접근방법, 지리적 접근방법, 사회심리학적 접근방법, 사회문화적 접근방법, 조직 또는 의료제공 차원의 접근방법 등으로 구분하여 정리하고 있다. 의료이용행태를 설명하는 모형은 크게 의료를 이용하는 개인 사회심리적 요인을 강조하는 모형과 사회구조적 요인을 강조하는 모형으로 구분하는 것이 일반적이다(배상수,1993).

질병 행위 연구모형은 사회문화적 요인 심리적 요인등을 강조하는 모형으로는 Kasl and Cobb 모형과 Suchmann의 모형 Mechanic의 모형이 있다. 이 모형은 사회구조적인 요인을 강조하는 모형보다는 이론적이며 심층적으로 접근된 조사 자료를 이용하게 되는데 개인의 주관적 판단 및 이해에 강조점을 두며 시간에 따른 사회적 정의 및 사회과정의 변화에 대해 주의를 기울인다. 개인의 의료서비스 이용에 도달하는 고정을 보다 체계적으로 자세히 설명하고 있으나 경험적으로 그 타당성을 결정하기 위한 검증은 집중적으로 이루어지지 못했다(배상수, 1985).

의료이용을 설명하는 대부분의 모형은 1950년대 후반부터 개발되었으며

그 예측변수로 개인이 인구 사회학적 변수를 많이 포함시켰다. 그중 가장 대표적인 것은 Andersen(1968)이 제시한 예측 모형으로, 건강행위를 설명하는데 가장 많이 이용되고 있다.

Andersen 모형은 개인의 의료이용의 일련의 요인들을 개인속성요인(Predisposing Component), 가능요인(Enabling Component), 필요요인(Need Component)에 의해서 설명되어진다. 개인속성 요인은 각 개인은 보건의료 서비스를 이용하는 성향이 다르며 이러한 성향은 질병이 발생하기 이전에 개인의 특성에 의해 예측이 가능하다. 이러한 특성으로는 인구학적 변수들과 지위를 결정지어주는 변수들, 질병 및 병원에 대한 가치, 태도 등이 포함된다. 개인속성 요인은 직접 의료이용에 영향을 미치기도 하지만 가능 요인과 필요요인에 영향에 의해 간접적으로 의료 이용에 영향을 미치기도 한다. 개인이 의료 서비스에 대한 필요를 충족시킬 수 있게 하는 요인을 가능요인이라고 한다. 이 요인에는 소득이나 의료보장유형과 같은 개인 변수들뿐만 아니라 의료보험수가, 의료 가격, 지역특성과 같은 지역변수들도 포함된다. 가능 요인은 의료이용에 직접 영향을 미칠 뿐만 아니라 필요요인에 작용하여 간접적으로 의료이용에 영향을 미친다. 필요요인은 개인이 의료 서비스를 이용하기 위해서 질병이 존재하거나 질병발생의 가능성을 인지하여야 한다. 따라서 개인속성 요인과 가능 요인에 비해 필요요인은 의료이용의 가장 직접적인 요인이라고 볼 수 있다(배상수, 1985).

Aday와 Andersen(1974)은 의료 접근도 연구에서 의료이용에 대한 좀더 포괄적인 연구모형을 제시하였다. 의료 접근은 지리적 접근과 의료자원에 대한 선호나 의료비 등과 같은 사회 구조적인 접근으로 구분될 수 있다.

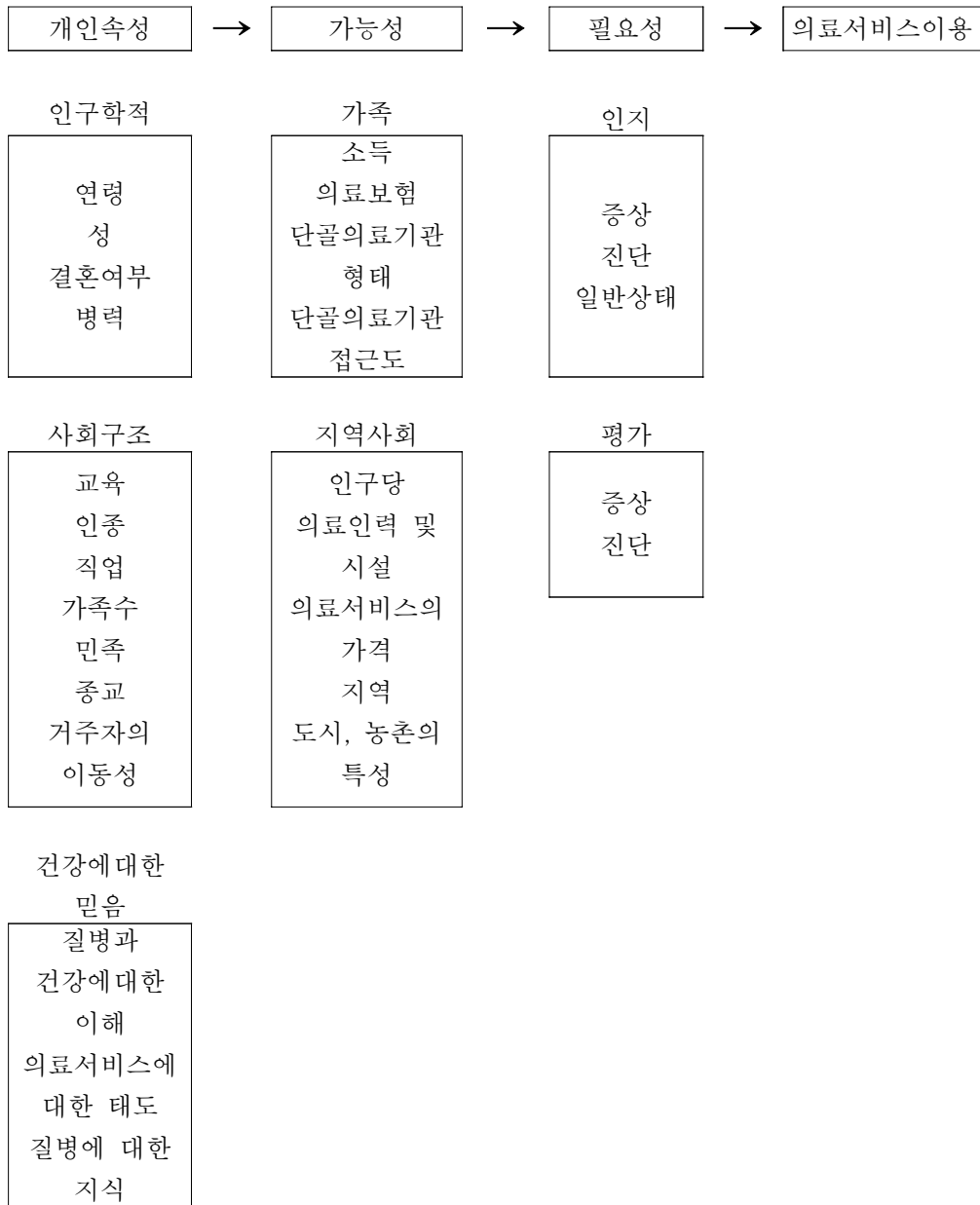


그림1 Andersen의 의료서비스 이용형태 모형(1974)

의료 접근 연구의 기본 모형은 인구집단의 특성(개인속성 요인, 의료 이용 가능요인, 의료필요요인)과 보건의료 제도의 특성을 고려하여 보건정책의 목적을 설정하고 실행해 나가는 것이라 할 수 있다. 또한 결과 변수인 의료이용을 의료이용의 유행이나 장소 또는 시간 그리고 이용정도로 세분화시켰을 뿐만 아니라 결과 변수로 환자 만족도를 포함시켜 연구모형에 대한 설명력을 증가시켰다. Aday와 Andersen(1974)의 연구 모형을 통해 얻어진 가시적 결과는 의료이용의 형평성을 달성하기 위해 필요한 보건정책의 종류를 결정하는데 도움을 줄 수 있다는 장점이 있으나 이 연구 모형을 이용한 의료이용의 설명력은 낮고 필요 변수 이외의 유의한 변수를 거의 제시하지 못하고, 의료이용 행태와 관련된 심리학적 요인을 광범위하게 포함시키지 못하고 있다 있다는 단점이 존재한다(Mechanic, 1979). Andersen 등(1978)은 의료 접근 연구에서 종속변수로는 의사방문수를 사용, 독립변수로는 개인속성 요인, 의료 가능요인, 의료필요요인을 사용하였으며 경로 분석을 통해 각 독립변수들의 간접효과를 측정하였는데 연령의 경우 직접적으로는 유의한 영향을 미치지 못했으나 질병을 통한 간접효과로 인해 중요한 변수로 작용하였고, 교육 변수의 경우 직접적으로는 교육수준이 높을수록 의사방문 횟수가 높았으나 간접적으로는 교육수준이 낮을수록 의료 이용이 높게 나타났다.

보건 경제학자들에 의해 제시된 여러 형태의 수요함수 모형이 있다. 경제학적인 수요접근 방법에는 전통적 수요함수 모형, 가계생산함수 모형, 헤도닉(hedonic)함수 모형의 세가지가 있다(이규식, 1984).

전통적 수요함수 모형은 의료수요에 대한 가격 탄력성과 소득 탄력성에

초점을 둔 모형이다. 전통적 의료 수요함수 모형을 이용한 연구들을 살펴 보면, Davis(1972)은 외래방문 횟수, 입원율, 평균 재원일수를 종속변수로, 1인당 소득, 가격, 사회보장 적용 범위, 병원 점유율, 1차 진료, 전문의 비율, 연령, 이주민 비율을 독립변수로 설정하여 의료수요를 분석하였다.

가계생산함수 모형은 가격 탄력성 측정에 의료기관까지의 왕복시간이나 대기시간이 고려되었다. Phelp과 Newhouse(1974)는 가계함수 접근법을 사용하여 의료수요를 계측하였다. 보험청구 자료를 사용하였는데, 본인부담율이 높을수록 가격 탄력성의 값이 높아짐을 입증하였다. 그리고 시간비용이 많이 소요되는 서비스일수록 가격 탄력성이 낮아졌다.

헤도닉 수요함수 모형에서는 가격 탄력성과 소득 탄력성 이외에 의료서비스의 질을 추가시켰다. 전통적인 수요함수에서 의료수요는 의료서비스의 가격(price), 소득(income), 소비자의 기호(taste)에 의해 결정되는데 개인의 효용극대화를 위해 의료서비스라는 재화를 구매함에 있어 소득과 가격이라는 제약조건으로 인해 의료수요가 달라지게 된다는 이론을 제시한다. 헤도닉 접근법은 Goldman과 Grossman(1978)에 의하여 수행되었다. 헤도닉 함수를 만들기 위해 2단계 최소 자승법을 사용하였다. 의료량의 소득 탄력성과 질의 탄력성을 비교한 결과 양의 탄력성은 질의 가격 탄력성보다 높았다. 의료의 질과 관련하여 수요의 변동이 상대적으로 덜 민감함을 밝혔다.

2. 의료이용에 영향을 미치는 요인

1) 개인속성 요인

Joseph and Phillips(1984)는 의료이용도 차이를 결정하는 두 변수로 나이와 성별을 들었다. 유아와 노인은 병에 약하므로 병원이용도가 노인층의 경우 기본체력이 약하므로 병원에 입원하게 되는 빈도가 높아지게 된다. 우리나라의 경우 고령화에 따른 노인 인구의 증가로 노인 인구의 수진율을 비노인 인구와 비교해 보면, 1991년 65세 미만의 수진율이 연평균 7.2% 증가한 반면 65세 이상은 14.4% 증가함으로써 노인 인구의 수진율이 비노인 인구의 1.1배 정도였다가 2001년에는 2배로 증가하게 되었다. 의료서비스는 일반적으로 정상재의 특성을 지니므로 소득증가는 의료이용 증가로 이어진다. 국민소득의 증가와 함께 의료 이용량이 꾸준히 증가하여 왔으며, 수진율의 증가는 의료이용의 장벽을 낮춘 건강보험의 영향과 함께 소득증가에 기인한 의료수요 증가의 결과이다(김진현, 2002).

성별의 차이에 대한 의료이용의 차이는 여자가 남자보다 높은 이환율을 가지지만 입원율은 남자가 여자보다 높다고 한다(Pol and Thomas, 1992). 교육을 많이 받은 사람은 덜 위험한 직업, 높은 소득, 잦은 외래 진료 그리고 낮은 수술가능성 등과 관련이 있으므로 병원 입원률이 낮다(Willimas and Torrens, 1993). 또한 Pol and Thomas (1992)의 연구에서는 사별 또는 이혼하여 혼자 사는 사람이 의료이용률이 높다고 하였다.

한달선1986;하종하1982;김은주1990은 가구의 소득수준이 낮을수록 의료 요구율이 높아지고 의료 이용률은 떨어진다고 하였다. 고도의 의료이

용은 가구주 교육수준이 높고, 가구원수가 많을수록, 건강상태가 나쁠수록 많아진다(강복수, 이경수, 김창운 등,1991). 송건용(1982)의 연구에서도 학력이 높을수록 건강이행 정도가 높고 소득수준과 의료 이용방문 횟수는 비례한다고 하였다.

Hulka (1985)는 1980년까지 이루어졌던 의료이용에 대한 연구를 종합하면서 집단적 특성에 따른(population-based) 이환율은 감소추세이지만, 음주와 관련된 상해, 흡연이 원인이 된 암 등 문화적 특성과 관련된 이환율은 예외적이라고 하였다. 지선하(1993)의 흡연이 의료이용에 미치는 영향 연구에서 외래 이용은 과거 흡연자에서 많으며 현재 흡연자에서는 차이가 없고, 특히 남자의 경우 급성질환이 과거흡연자가 비흡연자 보다 1.9 배 많으며 과거, 현재 흡연자가 비흡연자 보다 통계학적으로 유의하게 치료일수가 길게 나타났다.

2) 의료 가능요인

우리나라에서는 1989년 전국민을 대상으로 한 의료보험제도가 실시되어 국민들의 총량적인 의료이용은 괄목할 만한 증가를 나타냈다. 이는 의료이용의 접근에 균등한 기회를 보장하여 특히 취약한 계층의 의료이용을 상대적으로 증가시켜 계층간 의료이용 차이를 완화 시켰다(박경숙, 박능후,1990). 배상수(1992)는 단순히 의료서비스의 이용량이 증가했다고 접근성의 형평성이 성취된 것으로 판단할 수는 없으며 전국민의료보험이 실시되고 있는 시점에서 소득계층별 의료 필요충족도의 격차가 존재한다고 하였다. 의료보험제도의 운영상 급여범위와 수준의 제한으로 과다한 본인

부담금이 존재하고 특히 민간부문이 의료공급체계를 주도하고 있는 우리나라의 현실에 비추어 볼 때 불평등 실태는 보다 심각할 것이다(장동민, 문옥륜, 1996). 송건용(1993)은 의료보험별 의료요구 조사를 실시하였는데 의료보험의 의료요구율은 28%, 의료보호는 41.3%, 의료보험이 없는 사람이 26.7%로 의료 보호 대상자의 의료요구가 가장 높았다.

의료기관 이용자의 특성에 따라서 의료기관의 선택 기준을 보면 질(전문적 병원, 지명도, 현대적인 의료시설과 장비, 실력 있는 의사, 규모가 큰 병원)과 편이성 요인(교통의 편리, 친절, 수송절차가 간편, 깨끗한 병원, 저렴한 병원비, 단골 병원, 연고가 있는 병원)으로 나누어 볼 때, 여자가 남자보다 편이성 요인에 의해 의료기관을 선택하게 되며 입원서비스에서는 질적 요인에 의해서 의료기관을 선택하는 것으로 나타났다(조우현, 김한중, 이선희, 1992).

의료이용의 차이는 거의 모든 지역에서 관찰되어진다. 도시에 따라서, 지방구역에 따라서, 국가에 따라서 큰 차이를 나타낸다(Rothberg, 1982; 정철현, 1995). Roemer(1991)는 의료서비스 이용을 개인당 수치로 비교함으로써 국가간 상이한 의료이용도를 보여주었다. 오영호(1997)는 도시와 농촌간의 외래이용차이 분석에서 도시와 농촌간 차이가 존재하며 농촌이 도시보다 이용경험률이 높았고, 의사방문횟수와 본인부담비의 경우에는 도시지역이 농촌지역보다 높다고 하였다.

3) 의료 필요요인

일반적으로 환자들에 있어서 의료기관을 이용하는데 있어서 여러 가지

요인에 의하여 영향을 받으며 이러한 요인 중 일부는 서로 연관된 관계를 가지고 있다. 특히 의료이용은 인구집단의 상병수준에 의하여 가장 큰 영향을 받으며, 개개인의 인구학적, 사회경제학적 특성에 따라 영향을 받는다고 하였다(Aday & Andersen, 1978). Coulton과 Frost(1982)는 노년층의 의료이용에 있어서는 필요요인이 가장 중요하게 작용한다고 하였다. Barsky(1986)등은 1차 진료에 있어서 신체증상(somatic symptom)과 정신적 압박이 의료 이용에 있어서 중요한 결정요인이라고 하였다. McFaland(1985)등은 의료이용에 있어서 평소 의료이용이 많았던 집단에서 현재의 의료이용이 많았으며 질병의 형태도 만성질환으로 인한 진료가 주를 이룬다고 하였다.

III. 연구방법

1. 연구자료 및 대상

가. 연구 자료

이 연구에서는 한국보건사회연구원이 2001년에 실시한 ‘국민건강. 영양조사’ 자료를 활용하여 이차적 분석을 실시한다. ‘국민건강. 영양조사’는 정부가 국민의 전반적인 건강. 영양상태와 보건의식행태 등을 파악하여 국민 건강증진을 위한 중장기 계획의 수립 및 전략개발, 사업평가 등을 위한 기초 자료로 활용하기 위해 국민 건강증진법 관계규정에 따라 매 3년마다 실시하고 있는 조사로서, 2001년도 조사는 한국보건사회연구원 및 한국보건산업진흥원에 의뢰하여 2001. 11. 1부터 약 2개월에 걸쳐 표본으로 추출된 전국 600개 조사구, 13,200가구 가운데 12,183가구(조사완료율:92.3%) 37,769명에 대하여 조사원의 가구방문면접, 자가기록, 검진 및 계측을 통해 실시되었다. 조사내용은 크게 건강면접조사, 검진조사, 보건의식행태조사, 영양조사 분야로 나누어, 인구의 사회경제적 특성과 함께 주관적 건강, 상병실태, 보건의식행태, 식생활 및 식품섭취 실태 등을 조사하였다. 조사 완료율은 표1과 같다.

표1 국민건강. 영양조사 조사완료율

| 조사구분 | 대상가구수/인구수 | 조사가구수/인구수 | 완료율 |
|----------|-----------|-----------|--------|
| 건강면접조사 | 13,200가구 | 12,183가구 | 92.30% |
| 보건의식행태조사 | 10,368명 | 9,170명 | 88.45% |
| 검진조사 | 12,647명 | 9,770명 | 77.25% |
| 영양조사 | 12,441명 | 10,051명 | 80.79% |

나. 연구 대상

본 연구의 분석 대상은 건강면접조사(가구조사표, 이환조사표, 사고중독조사표, 의료이용조사표)와 보건의식행태조사를 완료한 4,946명이었으며, 이 중에 지난 2주간 외래방문을 한 사람은 1,831명이었다. 연구대상자의 외래방문 횟수의 분포는 그림2와 같다.

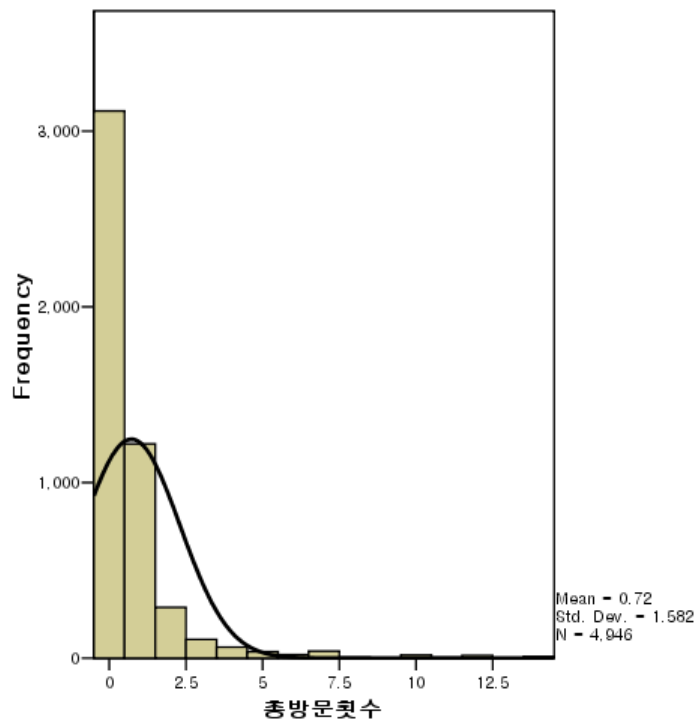


그림2 연구대상자의 외래방문 횟수 분포

다. 연구대상자의 일반적 특성

일반적 특성을 보면 성별 분포는 남자가 2,087명(42.2%), 여자가 2,859(57.8%)이고 연령별 분포를 보면 40대가 1,013명(20.5)로 가장 많았고, 19세 이하의 연령층이 392명(7.9%)으로 가장 적었으며, 평균 연령은 45.8세로 우리나라 평균연령인 33.4세¹⁾에 비해 고연령층에 해당하였다. 교육 수준으로는 고등학교 졸업이 1,603명(32.4%)으로 가장 많았으며, 다음이 대학교 이상, 초등학교, 중학교, 미취학 아동 무학의 순이었다. 결혼상태는 결혼하여 배우자가 있는 사람이 3,350명(67.7%)으로 가장 많았고, 사별 이혼 별거인 경우 728명(14.7%), 미혼 716명(14.5%), 비해당 150명(3.0%) 순이었다. 거주지역별로는 중소도시가 1,665명(33.7%)으로 가장 많았으며, 군지역 1,205명(24.4%), 서울 1,060명(21.4%), 광역시 1,016명(20.5%)순이었다. 월평균 소득은 101~200만원인 사람이 1,859명(37.6%)으로 가장 많았으며, 평균은 174만원이었다. 단골의료기관이 없는 경우는 3,193명(64.6%)이었고, 있는 경우는 병의원이 1,140명(23.0%)으로 가장 많았다. 질병의 경우 급성질환자가 532명(10.8%), 만성질환자가 1,299명(26.3%), 질환없음이 3,115명(63.0%)이었다. 의료보장의 종류로는 직장 의료보험, 공무원 및 교직원 의료보험이 2,378명(48.1%)으로 가장 많았고 다음이 지역의료보험으로 2,344명(47.4%), 의료보호 1종, 2종은 187명(3.8%), 미가입은 35명(0.7%)이었다. 의료비 지불형태는 건강보험으로 1,361명(27.5%)으로 가장 많았다. 외래를 방문하는 평균 시간은 약 21분이었다.

1) 통계청. 장래인구 추계 2000~2050, 2001,12

표2 연구대상자의 일반적 특성1

| 구분(단위) | N | 평균 | 최소값 | 최대값 | 표준편차 |
|--------------|------|--------|-----|------|---------|
| 연령(세) | 4946 | 45.84 | 12 | 94 | 17.58 |
| 월평균소득(만원) | 4650 | 174.62 | 0 | 998 | 117.95 |
| 외래방문소요시간(분) | 1823 | 21.58 | 0 | 3600 | 28.12 |
| 2주간활동제한일수(일) | 4945 | 0.49 | 0 | 14 | 2.36 |
| 평균 음주량(소주잔) | 2093 | 2.70 | 1 | 6 | 1.352 |
| 평균 흡연개피수(개피) | 4946 | 62.58 | 1 | 99 | 34.8893 |

표3 연구 대상자의 일반적 특성2

| 변수 | | 표본수 | % | 변수 | | 표본수 | % |
|-------------|----------------------|------|------|---------------------------|-------------|------|-------|
| 성 | 남 | 2087 | 42.2 | 직업 ¹⁾ | 저강도 | 2329 | 47.1 |
| | 여 | 2859 | 57.8 | | 중강도 | 591 | 11.9 |
| 연령 | ~19세 | 392 | 7.9 | | 고강도 | 982 | 19.9 |
| | ~29세 | 544 | 11.0 | | 무직 | 894 | 18.1 |
| | ~39세 | 967 | 19.6 | 급 만 성 질환 | 급성질환 | 532 | 10.8 |
| | ~49세 | 1013 | 20.5 | | 만성질환 | 1299 | 26.3 |
| | ~59세 | 785 | 15.9 | | 질환없음 | 3115 | 63 |
| | ~69세 | 739 | 14.9 | 의 료 비 지 불 형 태 | 건강보험 | 1361 | 27.5 |
| | 70세~ | 506 | 10.2 | | 자동차보험.산재보험. | 4 | 0.1 |
| | 미취학아동.무학.무 학 국문해독 | 553 | 11.2 | | 사보험 | | |
| 교 육 수 | | | 의료보호 | | 72 | 1.5 | |
| 준 | 초등학교 | 860 | 17.4 | 전액자비 | 326 | 6.6 | |
| | 중학교 | 829 | 16.8 | 무료진료.기타 | 67 | 1.4 | |
| | 고등학교 | 1603 | 32.4 | | 35 | 0.7 | |
| | 대학교이상 | 1093 | 22.1 | 미가입 | 2344 | 47.4 | |
| 결 혼 상 태 | 미혼 | 716 | 14.5 | 지역의료보험 | 2378 | 48.1 | |
| | 유배우 | 3350 | 67.7 | 의 료 보 장종류 | | | |
| | 사별.이혼.별거 | 728 | 14.7 | 공무원 및 교직원의료 보험.직장의료보험 | | | |
| | 비해당14세 이 하 | 150 | 3.0 | 의료보호1종. 의료보 호2종 | 187 | 3.8 | |
| 거 주 지 역 | 서울 | 1060 | 21.4 | 건 강 검 유 진 무 | | | |
| | 광역시 | 1016 | 20.5 | | | 2541 | 51.4 |
| | 중소도시 | 1665 | 33.7 | | 2403 | 48.6 | |
| | 군지역 | 1205 | 24.4 | 주 관 적 보 통 건 강 인 식수준 | 건강한편 | 1725 | 34.9 |
| 월 평 균 소득 | 50만원이하 | 653 | 13.2 | | 주관적보통 | 1863 | 37.7 |
| | 51~100만원 | 904 | 18.3 | | 건강인 | 1335 | 27.44 |
| | 101~200만원 | 1859 | 37.6 | | 건강이나쁜편 | | |
| | 201~300만원 | 821 | 16.6 | | | | |
| | 301만원이상 | 413 | 8.4 | | | | |

| | | | | | |
|------------|------|------|-----------------|------|------|
| 없음 | 3193 | 64.6 | 의료보험 | 1305 | 26.4 |
| 3차진료기관.종합병 | 372 | 7.5 | 산재 사보험 | 574 | 11.6 |
| 단골의원 | | | 건강검 본인부담 | 352 | 7.1 |
| 료기관 병의원 | 1140 | 23.0 | 진비용 기타보험 및 본인부담 | 238 | 4.8 |
| 보건(지)소 | 75 | 1.5 | 학교검진,기타 | 67 | 1.4 |
| 한방병원 약국 기 | 166 | 3.4 | 비해당 | 2403 | 48.6 |
| 타 | | | | | |

1) 저강도직업군(<3METS) : 고위임직원 및 관리자, 전문가, 사무종사자, 판매종사자, 단순기계조작 종사자, 주부, 학생

중강도직업군(3-6METS) : 기술공 및 준전문가, 서비스종사자, 조립관련종사자

고강도직업군(>6METS) : 농어업, 기능원 및 관련기능종사자, 단순노무종사자

ACSM's Resource manual for guideline for exercise testing and prescription 4th Edi.,

American College of Sports Medicine, Lipincott William & Wilkins (2001)

본 연구에서는 Andersen의 의료이용 모형에서 변수 구분 방법을 이용하여 변수를 크게 개인속성 요인과 의료가능 요인으로 나누어 분석하고자 한다. 의료 이용이 인구집단의 상병 수준에 의하여 가장 큰 영향을 받고 (Aday & Andersen, 1978), 연구의 분석 대상자의 의료 필요요인에 따른 외래 방문분포를 살펴보면 표4와 같다. 질환이 있는 사람은 모두 외래를 방문하였으며, 질환이 없는 집단에서는 외래를 방문하지 않았다.

표4 질환별 외래방문 분포

| 변수 | 구분 | 외래방문여부 | |
|------|------|------------|-------------|
| | | 이용하지 않음 | 이용함 |
| 질환종류 | 만성 | 0 | 1229(70.9%) |
| | 급성 | 0 | 532(29.1%) |
| | 질환없음 | 3115(100%) | 0 |

Wolinsky(1978)는 의료이용에 영향을 미친다고 알려진 개인속성 요인, 의료가능 요인, 의료필요 요인의 효과를 평가하였다. 연구결과 표준화된 회귀계수는 사실상 이러한 특성들이 의료이용과 관계없다는 것을 보여주고 있으며, 이 모형의 유용성을 제고해야 함을 제시하였다. 모든 의료 이용은 의료필요 요인으로 설명되었고 나머지 두 가지 요인은 거의 아무런 설명도 하지 못하였다고 하였다.

2. 변수의 정의

종속변수는 조사시점에서 ‘지난 2주간 외래 방문횟수’와 외래방문 여부로서 입원과 약국을 방문한 경우를 제외하였다. 과거 연구에서는 의료이용도 분석시 외래방문과 약국방문을 모두 포함시켰으나, 2000년 의약분업이후 외래방문 이후에 약국을 방문함으로 그 횟수가 겹치기 때문이다.

독립변수는 의료이용에 영향을 미치는 변수를 크게 개인속성 요인(Predisposing component), 가능성 요인(Enabling component)으로 구분하여 각각에 해당하는 변수를 이용하였다. 개인속성 요인으로는 인구학적 변수인 성과 연령, 그리고 사회경제학적 변수인 결혼상태, 교육수준, 1인당 가구원 소득 건강행태관련 변수로써 음주와 흡연으로 하였다. 1인당 가구원 소득은 월 평균 가구소득에서 가구원수를 나누어 사용함으로써 인구학적인 요소와 경제적 요소를 동시에 고려할 수 있도록 하였다. 가능성 요인으로는 거주지역과 의료보장종류로 하였다. 음주의 경우 고위험 음주군(high risk drinking)과 저위험 음주군(low risk drinking)으로 나누어 분석하였다. 주요 변수는 표5와 같다.

표5 주요변수의 정리

| | 변수명 | 구분 | 변수설명 |
|------------------|----------|------------------------|---------------------------------|
| 종 속 변 수 | 외래방횟수 | 회 | 지난 2주간 외래 방문 횟수 |
| | 외래방문여부 | 예, 아니오 | |
| 개 인 | 성 | 남 여 | |
| | 연령 | ~29세 30~64세 65세~ | |
| 속 성 요 인 | 교육수준 | 중졸이하 | 미취학아동, 무학, 무학(국문독해) 초등학교 중학교 |
| | | 고졸 | 고등학교 |
| | | 대졸이상 | 대학교(전문대포함) 대학원 이상 |
| | 결혼상태 | 미혼 사별 이혼 별거 유배우 | |
| 1인당 가구원소득 | 50만원 이하 | 월 가구소득÷가구원 수 | |
| | 51~100만원 | | |
| | 101만원 이상 | | |
| 음주(소주잔)1) | 저위험 음주군 | | |
| | 고위험 음주군 | | |
| 흡연여부 | 예 아니오 | | |

1) 고위험음주(high risk drinking) : 1회 음주량이 남자 소주1병 이상, 여자 소주5잔 이상.
International guide for monitoring alcohol consumption and related harm WHO, 2000
저위험음주(low risk drinking) : 고위험음주군이 아닌 음주자 또는 전혀 안마시는 사람

| | | |
|----------------------------|---------|-----------------------------------|
| 의 료 가 능 요 인 | 거주지역 | 대도시 중소도시 읍면 |
| | 의료보장 유형 | 미가입, 의료보호1,2종 지역의료보험 직장의료보험 |

3. 분석 방법

본 연구는 전국민을 대상으로 조사한 자료를 이용한 단면적 연구이며 종속 변수인 외래방문 여부와 외래방문 횟수에 영향을 미치는 인구학적 사회경제적 요인들과의 관계를 카이제곱 검정과 로지스틱 회귀분석, ANOVA, t-test, 다중회귀분석을 이용하여 살펴보았다.

첫째, 연구대상의 일반적인 특성을 파악하기 위하여 종속변수인 외래방문 횟수에 영향을 미치는 독립변수들에 대한 기술 통계분석을 실시한다.

둘째, 연구대상에서 외래방문을 한 집단과 외래방문을 하지 않은 집단의 특성을 알아보기 위하여 카이제곱 검정을 실시하고 외래 이용여부에 영향을 미치는 변수들의 관련성을 알아보기 위하여 로짓 분석을 실시하였다.

셋째, 외래방문 한 집단에서 외래방문 횟수와 각 독립변수와의 관련성을 알아보기 위하여 ANOVA, t-test를 실시하고, 외래방문에 영향을 미치는 독립변수들의 관련성을 알아보기 위하여 다중회귀분석을 실시하였다.

그 분석의 틀은 다음 그림3과 같다.

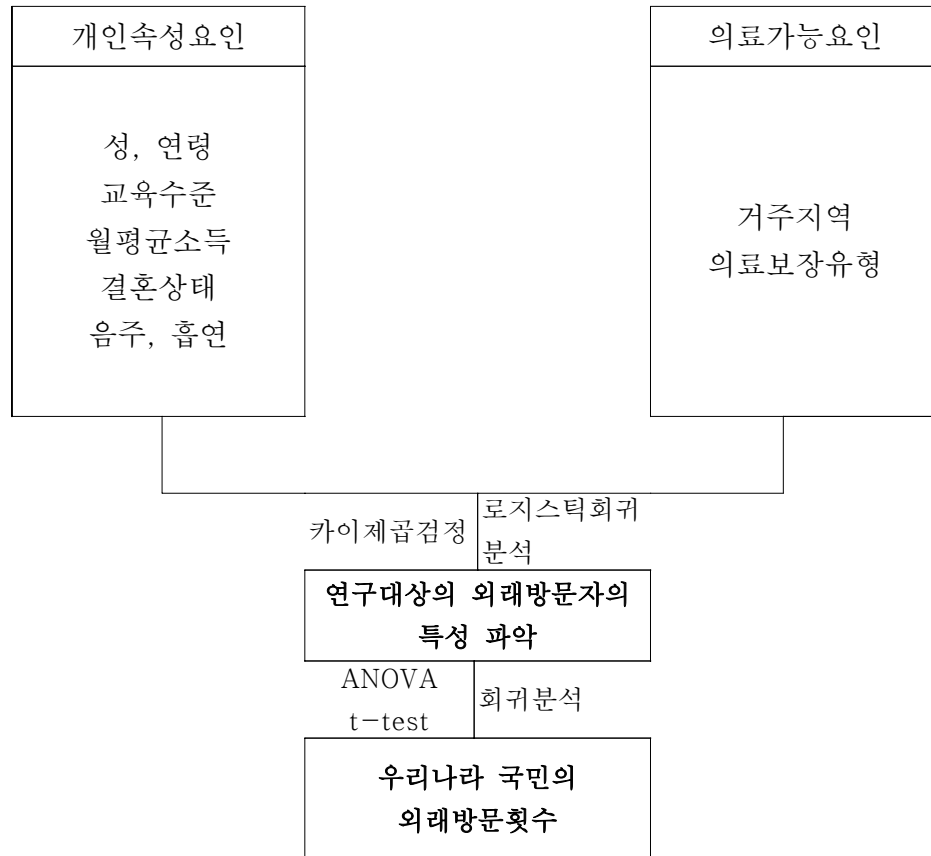


그림3 분석의 틀

IV. 연구결과

1. 일반적 특성

가. 연구대상자의 외래방문 횟수의 평균과 표준편차

연구대상자 4946명의 지난 2주간 평균 외래방문 횟수는 0.72회이며, 최소값은 0, 최대값은 14며, 표준편차는 1.528이다. 연구대상자의 1년 동안의 외래 방문 횟수는 18.7회로써 우리나라 전체 국민의 한 해 동안의 외래 방문 횟수 12.3회(2001년) 보다 큰 것으로 나타났다. 이것은 연구대상자의 평균 연령이 45.84세로 우리나라 인구의 평균 연령인 33.4세보다 많기 때문인 것으로 추측할 수 있다.

표6 외래방문 평균 횟수

| | N | 평균 | 표준편차 | 최소값 | 최대값 |
|-----------|------|------|-------|-----|-----|
| 외래방문횟수(회) | 4946 | 0.72 | 1.582 | 0 | 14 |

나. 독립변수별 외래방문횟수의 평균과 표준편차

각 독립변수별 외래방문횟수의 평균과 표준편차는 표7과 같다.

표7 독립변수별 외래방문횟수의 평균과 표준편차

| 변수 | | 평균 | 표준편차 |
|-------------------|--------------|-------|-------|
| 성 | 여자 | 0.826 | 1.734 |
| | 남자 | 0.579 | 1.334 |
| 연령 | ~29세 | 0.511 | 1.277 |
| | 30~64세 | 0.688 | 1.519 |
| | 65세~ | 1.080 | 2.007 |
| 교육수준 | 중졸이하 | 0.897 | 1.761 |
| | 고졸 | 0.609 | 1.523 |
| | 대졸이상 | 0.520 | 1.154 |
| 결혼상태 | 미혼.사별.이혼. 별거 | 0.832 | 1.734 |
| | 유배우 | 0.686 | 1.537 |
| 1인당 가구 원 소득 | 50만원 이하 | 0.754 | 1.638 |
| | 51~100만원 | 0.688 | 1.518 |
| | 101만원 | 0.632 | 1.557 |
| 음주 | 저위험음주군 | 0.649 | 1.517 |
| | 고위험음주군 | 0.516 | 1.212 |
| 흡연 | 비흡연군 | 0.759 | 1.599 |
| | 흡연군 | 0.654 | 1.549 |
| 거주지역 | 대도시 | 0.770 | 1.626 |
| | 중소도시 | 0.590 | 1.430 |
| | 읍면지역 | 0.820 | 1.692 |
| 의료보장유 형 | 미가입.의료보호1.2종 | 1.104 | 2.130 |
| | 직장의료보험 | 0.711 | 1.508 |
| | 지역의료보험 | 0.697 | 1.592 |

2. 외래방문 여부에 영향을 미치는 요인

가. 연구대상자의 특성별 외래방문을

각 변수별 대상자의 외래방문 여부의 차이를 비교한 결과는 표8과 같다. 개인속성 요인 중 인구학적 요인인 성별 연령별로 살펴보면, 남자(36.3%)보다 여자(63.7%)의 외래방문이 많았으며 연령별로는 65세 이상의 노인 인구가 22.9%로 29세 이하와 30~64세 인구집단보다 외래방문이 많았으며, 이는 통계적으로 유의하였다.($P < 0.01$) 사회경제적 요인인 결혼 상태, 교육수준, 1인당 가구원 소득별로 비교한 결과, 결혼 상태와 교육수준은 통계적으로 유의한 차이를 보였다.($P < 0.01$) 미혼, 사별, 이혼 별거가 32.9%로 유배우보다 외래방문이 많았다. 교육수준에 있어서는 중졸이하 집단에서는 외래방문 한 경우가 53.9%, 하지 않은 경우 40.4%보다 많았으며 고졸, 대졸이상의 집단에서는 이와 반대였다. 1인당 가구원 소득 ($P = 0.104 > 0.05$)은 외래방문 여부에 통계적으로 유의하지 않았다. 건강행태요인인 음주와 흡연을 살펴보면, 저위험 음주군이 85.5%로 외래방문한 경우가 많았으며 고위험 음주군에서는 그와 반대로 외래방문 하지 않은 경우가 17.8%로 많았으며 이는 통계적으로 유의수준 0.10하에서 유의하였다. 흡연에 있어서는 비흡연자가 외래방문을 한 경우가 68.3%로 하지 않은 것보다 많았으며, 흡연자의 집단에서는 이와는 반대로 외래방문 하지 않은 경우가 37.4%로 한 경우보다 많았다.

의료가능 요인인 거주지역과 의료보장유형별로 외래방문을 비교하면, 두 변수 모두 외래방문 여부에 유의하게 차이가 있었다.($P < 0.01$)

대도시와 읍면 거주자들의 외래방문이 각각 45.8% 25.8%로 외래방문을 하지 않은 것 보다 많았고, 중소도시 거주자들은 반대로 외래방문이 28.3%로 외래방문 하지 않은 36.8%보다 작았다. 의료보장 유형별로는 미가입, 의료보호1.2종이 5.9%로 외래방문이 많았으며, 지역의료보험과 직장 의료보험의 외래방문은 각각 46.1% 48.0%로 외래방문하지 않은 집단 보다 작았다.

표8 연구대상자 특성별 외래방문율

| 변수 | 외래방문 여부 | | chi-square | |
|----------------|--------------|------------|------------|-----------|
| | 이용하지않음 n(%) | 이용함 n(%) | | |
| 성 | 남자 | 1423(45.7) | 664(36.3) | 41.934*** |
| | 여자 | 1692(54.3) | 1167(63.7) | |
| 연령 | ~29세 | 654(21.0) | 282(15.4) | 78.143*** |
| | 30~64세 | 2034(65.3) | 1130(64.0) | |
| | 65세~ | 427(13.7) | 419(22.9) | |
| 교육수준 | 중졸이하 | 1256(40.4) | 986(53.9) | 85.192*** |
| | 고졸 | 1094(35.2) | 509(27.8) | |
| | 대졸이상 | 759(24.4) | 334(18.3) | |
| 결혼상태 | 유배우 | 2154(71.5) | 1196(67.1) | 63.915*** |
| | 미혼.사별.이혼.별거 | 857(28.5) | 587(32.9) | |
| 1인당 가구 원 소득 | 50만원 이하 | 1826(62.4) | 1127(65.4) | 4.520 |
| | 51~100만원 | 883(30.2) | 480(27.9) | |
| | 101만원 | 219(7.5) | 115(6.7) | |
| 음주 | 저위험음주군 | 834(82.2) | 438(85.5) | 2.668* |
| | 고위험음주군 | 180(17.8) | 74(14.5) | |
| 흡연 | 비흡연군 | 1951(62.6) | 1251(68.3) | 16.360*** |
| | 흡연군 | 1164(37.4) | 580(31.7) | |
| 거주지역 | 대도시 | 1237(39.7) | 839(45.8) | 37.265*** |
| | 중소도시 | 1146(36.8) | 519(28.3) | |
| | 읍면지역 | 732(23.5) | 473(25.8) | |
| 의료보장유 형 | 미가입.의료보호1.2종 | 114(3.7) | 108(5.9) | 13.830*** |
| | 직장의료보험 | 1499(48.2) | 845(46.1) | |
| | 지역의료보험 | 1500(48.2) | 878(48.0) | |

*p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01

나. 외래방문 여부에 영향을 미치는 요인

외래방문 여부에 따른 각 변수들의 관련성을 분석하기 위하여, 모형1, 모형2로 나누어 로지스틱 회귀분석을 실시하였다. 모형1은 개인속성 요인을 모형2는 개인속성 요인과 의료 가능요인으로 각각 나누었다. 그 결과는 표9와 같다.

모형1에서는 연령과 교육수준이 외래방문 여부에 통계적으로 유의하였다 ($P < 0.01$). 연령에서 29세 이하인 집단에 비하여 65세 이상인 집단의 외래방문 할 확률이 0.386배 컸으며, 교육수준에서는 중졸이하 집단에 비하여 고졸인 집단의 외래방문 할 확률이 1.481배 컸다. 모형2에서는 성, 연령, 교육수준, 거주지역이 외래방문 여부에 통계적으로 유의하였다. 성에서는 여자에 비하여 남자의 외래방문 할 확률이 1.336배 컸다 ($P < 0.10$). 연령에서는 29세 이하인 집단에 비하여 30~64세 집단은 0.727배 ($P < 0.10$) 65세 이상인 집단은 0.397배 ($P < 0.01$) 외래방문 할 확률이 컸다. 교육수준은 중졸이하 집단에 비하여 고졸 집단이 1.489배 ($P < 0.01$) 컸다. 거주지역에서는 읍면지역에 비하여 중소도시 거주자들의 외래방문 할 확률이 1.326배 ($P < 0.10$) 컸다.

연령과 교육수준 두 변수는 모형1과 모형2 모두에서 유의하였으며, odds ratio 값이 모형1보다 모형2에서 증가하였다. 로그 우도값은 의료가능 요인을 포함한 모형2에서 유의하게 감소하여 모형2의 외래방문 여부 모형이 적합하다는 것을 알 수 있다.

표9 외래방문 여부에 대한 로지시틱 회귀분석

| 변수 | 모형1 | | 모형2 | | |
|-----------------------|---------------|----------|--------------|--------------|--------------|
| | odds ratio | 95%CI | odds ratio | 95%CI | |
| 상수 | 0.572 | | 0.424 | | |
| 성 | 여자 | 1.000 | | 1.000 | |
| | 남자 | 1.295 | 0.940 -1.782 | 1.336* | 0.968 -1.844 |
| | ~29세 | 1.000 | | 1.000 | |
| 연령 | 30~64세 | 0.734 | 0.506 -1.064 | 0.727* | 0.499 -1.059 |
| | 65세~ | 0.386*** | 0.239 -0.624 | 0.397*** | 0.244 -0.645 |
| 교육수준 | 중졸이하 | 1.000 | | 1.000 | |
| | 고졸 | 1.481*** | 1.116 -1.966 | 1.489*** | 1.117 -1.985 |
| | 대졸이상 | 1.118 | 0.810 -1.543 | 1.144 | 0.822 -1.592 |
| 결혼상태 | 미혼.사별.이 | 1.000 | | 1.000 | |
| | 혼. 별거 | | | | |
| | 유배우 | 1.109 | 0.823 -1.493 | 1.105 | 0.813 -1.501 |
| 1인당 가 구원 소득 | 50만원 이하 | 1.000 | | 1.000 | |
| | 51~100만원 | 1.111 | 0.859 -1.436 | 1.106 | 0.853 -1.435 |
| | 101만원 | 1.114 | 0.708 -1.753 | 1.152 | 0.729 -1.820 |
| 음주 | 저위험음주군 | 1.000 | | 1.000 | |
| | 고위험음주군 | 1.167 | 0.854 -1.597 | 1.158 | 0.846 -1.587 |
| 흡연 | 비흡연군 | 1.000 | | 1.000 | |
| | 흡연군 | 1.073 | 0.783 -1.472 | 1.051 | 0.765 -1.445 |
| 거주지역 | 대도시 | | | 0.857 | 0.639 -1.149 |
| | 중소도시 | | | 1.326* | 0.967 -1.817 |
| | 읍면지역 | | | 1.000 | |
| 의료보장 유형 | 미가입 | | | | |
| | 의료보장 호1.2종 | | | | |
| | 직장의료보험 | | | 1.060 | 0.570 -1.973 |
| 지역의료보험 | | | 1.197 | 0.650 -2.204 | |
| -2Loglikelihood | | 1804.621 | | 1792.364 | |
| percentage correct(%) | | 67.1 | | 67.3 | |
| Chi-square | | 48.732 | | 60.781 | |

*p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01

3. 외래방문횟수에 영향을 미치는 요인

외래방문 횟수에 영향을 미치는 요인을 알아보기 위해 외래방문 한 1,831명을 대상으로 분석을 실시하였다.

가. 연구 대상자 특성별 외래방문 횟수의 평균 비교

외래방문 횟수와 각 독립변수들과의 관계를 알아보기 위해 각각 변수에 대해 평균외래방문 횟수를 t-test와 one-way ANOVA를 사용하여 비교하였다. 분산분석 후 설정된 유의수준에서 집단간의 유의한 차이를 보이는지 알아보기 위해 Tukey 검정에 의한 다중 비교(multiple comparison)를 실시하였다. 그 결과는 표10과 같다.

성, 연령, 교육수준에서 그룹간의 평균 외래방문 횟수에 유의한 차이가 있었다. 성별로는 여자가 남자보다 평균 외래방문 횟수가 유의하게 높았다 ($P < 0.05$). 연령에서는 Tukey 검정에 의해 유의수준 0.05하에서 65세 이상의 집단과 29세 이하의 집단간의 평균 외래방문 횟수에 유의한 차이를 보였고, 30~64세 집단과 29세 이하 집단에서는 유의한 차이가 없었다. 교육 수준에서는 Tukey 검정에 의해 유의수준 0.05하에서 중졸이하 집단과 대졸이상의 집단간의 평균 외래방문 횟수에 유의한 차이를 보였고, 고졸과 대졸 이상 집단에서는 유의한 차이가 없었다. 결혼상태, 1인당 가구원 소득, 음주, 흡연, 거주지역, 의료보장 유형은 외래방문 횟수와 유의한 차이가 없었다.

표10 연구대상자 특성별 외래방문 횟수의 평균비교

| 변수 | | N | 평균 | 표준편차 | F or t | P |
|----------------|--------------|------|------|-------|--------|-------|
| 성 | 남자 | 664 | 1.82 | 1.828 | 2.118 | 0.034 |
| | 여자 | 1167 | 2.02 | 2.224 | | |
| 연령 | ~29세 | 282 | 1.70 | 1.846 | 4.754 | 0.009 |
| | 30~64세 | 1130 | 1.93 | 2.019 | | |
| | 65세~ | 419 | 2.18 | 2.394 | | |
| 교육수준 | 중졸이하 | 986 | 2.04 | 2.172 | 3.405 | 0.033 |
| | 고졸 | 506 | 1.92 | 2.190 | | |
| | 대졸이상 | 1.70 | 1.70 | 2.394 | | |
| 결혼상태 | 유배우 | 1196 | 1.92 | 2.061 | 1.178 | 0.239 |
| | 미혼.사별.이혼.별거 | 587 | 2.05 | 2.216 | | |
| 1인당 가 구원 소득 | 50만원 이하 | 1127 | 1.98 | 2.148 | 0.235 | 0.790 |
| | 51~100만원 | 480 | 1.95 | 2.019 | | |
| | 101만원 | 115 | 1.83 | 2.204 | | |
| 음주 | 저위험음주군 | 438 | 1.89 | 2.087 | 0.526 | 0.600 |
| | 고위험음주군 | 74 | 1.77 | 1.684 | | |
| 흡연 | 비흡연군 | 1251 | 1.94 | 2.061 | -0.227 | 0.820 |
| | 흡연군 | 580 | 1.97 | 2.155 | | |
| 거주지역 | 대도시 | 839 | 1.91 | 2.092 | 1.492 | 0.240 |
| | 중소도시 | 519 | 1.89 | 2.025 | | |
| | 읍면지역 | 473 | 2.09 | 2.156 | | |
| 의 료 보 장 유형 | 미가입.의료보호1.2종 | 108 | 2.27 | 2.589 | 1.343 | 0.261 |
| | 지역의료보험 | 845 | 1.93 | 2.155 | | |
| | 직장의료보험 | 878 | 1.92 | 1.955 | | |

*p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01

나. 외래방문횟수에 영향을 미치는 요인

외래방문 횟수와 개인속성 요인, 의료가능 요인과의 관련성을 알아보기 위하여 다중회귀분석을 실시하였다. 다중회귀분석은 변수를 그룹별로 추가하여, 모형1은 개인속성 요인, 모형2는 개인속성 요인과 의료 가능 요인 단계별 분석을 실시하였다. 그 결과는 표11과 같다.

각 모형의 설명력은 모형1이 2.7%(Adj R-sq= 0.011) 모형2가 5.7%(Adj R-sq= 0.033)로 높지 않았으며 변수를 추가할 때 설명력이 높아졌다. 모형2는 각 변수들과 외래방문 횟수와의 관련성을 설명하는데 유의하였으나(P=0.005), 모형1은 유의하지 않았다. 다중공선성(multicollinearity)은 VIF값이 1~6으로 크지 않았다.

모형2에서는 연령과 의료보장 유형이 외래방문 횟수와 유의한 관련성을 보였다(P<0.05). 연령이 증가 할수록 외래방문 횟수가 많았다. 의료보장 유형에서는 미가입, 의료보호 1.2종에 비해 직장 의료보험자와 지역 의료보험자의 외래방문 횟수가 적었다. 성, 교육수준, 결혼상태, 1인당 가구원 소득, 음주, 흡연, 거주지역은 외래방문 횟수와 유의한 관련성을 보이지 않았다.

표11 외래방문횟수에 대한 회귀분석

| 변수(기준집단) | 모형1 | | | 모형2 | | | |
|--------------------------|----------|----------|-------|----------|----------|-------|-------|
| | 회귀 계수 | 표준 오차 | VIF | 회귀 계수 | 표준 오차 | VIF | |
| 상수 | 0.923 | 0.477 | | 2.313 | 0.640 | | |
| 성(여자) | 남자 | -0.165 | 0.253 | 1.990 | -0.116 | 0.252 | 2.018 |
| 연령(실수) | | 0.022** | 0.007 | 1.724 | 0.022** | 0.007 | 1.755 |
| 교육수준(중졸이하) | 고졸 | 0.332 | 0.250 | 1.659 | 0.377 | 0.250 | 2.165 |
| | 대졸이상 | 0.134 | 0.291 | 2.089 | 0.190 | 0.293 | 1.681 |
| 결혼상태(미혼 사별 이혼 별거) | 유배우 | -0.179 | 0.214 | 1.147 | -0.113 | 0.214 | 1.178 |
| 1인당 가구원 소득(실수) | | -0.044 | 0.159 | 1.190 | -0.024 | 0.158 | 1.202 |
| 음주(저위험음주군) | 고위험음주군 | -0.012 | 0.261 | 1.041 | -0.026 | 0.259 | 1.048 |
| 흡연(비흡연군) | 흡연군 | 0.014 | 0.244 | 1.862 | -0.101 | 0.244 | 1.908 |
| 거주지역(읍면지역) | 대도시 | | | | -0.278 | 0.230 | 1.681 |
| | 중소도시 | | | | 0.128 | 0.258 | 1.694 |
| 의료보장유형(미가입.의 료보호1.2종) | 지역의료보험 | | | | -1.497** | 0.448 | 6.373 |
| | 직장의료보험 | | | | -1.308** | 0.455 | 6.612 |
| R Square | | 0.027 | | | 0.057 | | |
| Adjusted R Square | | 0.011 | | | 0.033 | | |
| F | | 1.660 | | | 2.397 | | |

*p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01

V. 고찰

1. 연구 자료 및 방법에 대한 고찰

이 연구는 2001년 국민건강, 영양조사 자료를 이용하여 외래방문에 영향을 미치는 요인을 분석하고자 하였다.

이 자료는 전국을 대상으로 하여 추출한 표본으로 우리나라 사람들의 의료이용행태나 건강행태를 파악하는데 대표성 문제는 없으나, 연구 대상자를 건강면접조사와 보건의식행태조사를 완료한 자로 통합함으로써 연구 대상이 4,946명으로 현저히 줄어들었다. 연구대상자의 평균 연령이 45.8세로 우리나라 인구의 평균 연령인 33.4세보다 고령화된 집단이었다.

의료 이용에 대한 모형은 다양하며, 연구 목적에 따라 여러 모형들이 이용되고 있다. 이 연구에서는 의료이용의 결정요인들을 이용하여 의료이용을 예측하는 모형으로 활용되어 온 Andersen의 모형을 이용하였다. 의료 이용에 영향을 미치는 공급자 요인을 보다 정밀하게 반영하기 위해서는 지역내 전문의 수나, 의료 시설, 의료 장비 등을 고려해야 한다(배상수, 1985). 경제학적 의료이용 모형에서 공급자의 수요창출 이론을 검증하기 위해서 공급측면의 요인이 요구되지만, 이 연구에서는 Andersen의 의료이용 모형을 이용하여 변수를 선정하였으므로 고려 대상에서 제외하였다. 본 연구결과에서 외래방문 횟수에 영향을 주는 변수들의 설명력이 10% 이하로 낮게 나타나는 이유 중 하나로 고려되어야 한다. 또한 변수의 선정에

있어서도 의료필요 요인은 제외되어 고전적 Andersen의 의료이용 모형을 이용한 분석에서 벗어났다. 이는 연구 대상자에서 만성 질환자, 급성 질환자 모두 질환이 없는 집단에 비해 외래방문이 크게 나타났으며, 질환이 있는 사람은 모두 외래를 방문하였으며, 질환이 없는 집단에서는 외래를 방문하지 않아 의료필요 요인인 질환 이환 여부는 외래방문 횟수에 영향을 미치는 변수로서의 변별력이 없었다. 의료이용은 의료필요 요인으로 설명되고 나머지 두 요인은 거의 아무런 설명도 하지 못하였다(Wolinsky, 1978; Wan, 1974). 따라서, 본 연구에서는 인구학적, 사회경제적, 건강관련 행태요인인 개인속성 요인과 의료 가능요인을 분석하였다.

이 연구의 통계학적 접근은 외래방문을 한 집단의 특성을 로지스틱 회귀 분석으로 비교하였고, 외래방문을 한 집단에서 외래방문횟수에 영향을 미치는 요인을 분석하기 위하여 집단간 비교를 위한 t-test와 ANOVA를 이용하였으며, 의료 이용에 영향을 미치는 관련요인들을 분석하고자 다중회귀분석을 실시하였다. 이 연구에서 사용된 다중회귀분석이 갖는 몇 가지 제한점이 있다. 다중회귀분석에서 그 모형이 각각의 독립변수들이 종속변수에 미치는 영향을 선형성을 전제로 하여 그 설명도를 더해가는 방법으로, 각 독립변수와 종속변수 사이에 비선형성이 존재할 경우에 회귀모형 전체를 설명하는데 무리가 있다. 외래방문 횟수의 분포를 살펴보면 63%가 외래방문을 하지 않았고 정규분포에서 많이 벗어나 L-shaped frequency distribution을 보였다. 이 경우 OLS를 사용할 경우 추정량의 유효성이 떨어진다. 추후 연구에서는 이를 보완한 분석방법으로 Poisson regression analysis를 제안한다.

단면적 연구의 결과로 인해 종속변수와 독립변수 사이의 인과관계를 파

약할 수 없으며 의약분업, 의료기술의 발달, 보건정책 등 외래방문에 영향을 미치는 보건 의료 환경의 지형변화를 반영할 수 없는 제한 점이 있다.

2. 연구 결과에 대한 고찰

본 연구는 2001년 국민건강. 영양조사 자료를 이용하여 Andersen의 의료이용 모형을 적용하여 외래방문 횟수에 영향을 미치는 요인을 알아보기 위한 연구로서, 로지스틱회귀분석과 다중회귀분석을 실시하였으며, 그 연구 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 특성별 외래방문율에서 1인당 가구원 소득을 제외한 모든 변수가 각 집단별 외래방문 여부에 차이를 보였다. 여자와 65세 이상의 노인집단, 미혼. 사별. 이혼. 별거, 중졸이하 집단, 저위험 음주군과 비흡연자가 외래방문을 많이 하였다. 저위험 음주군과 비흡연자의 외래방문이 많은 것은 이들 집단이 건강이 좋지 않아서 술과 담배를 적게 하며 의료 이용이 많은 것인지, 고위험 음주군과 비흡연자의 외래방문이 상대적으로 많은 것이 이들이 건강하거나 건강에 대한 무관심에 기인한 것인지를 인과 관계는 단면적 연구에서 알 수 없다. 흡연에 있어서 외래 이용이 과거 흡연자에서 많으며 현재 흡연자에서는 차이가 없다(지선하, 1993)는 선행 연구 결과와 어느 정도 일치함을 보여준다.

둘째, 외래방문 여부에 영향을 미치는 요인은 성과 연령, 교육수준, 거주지역이었다. 카이제곱 검정에서 여자의 외래방문이 유의한 결과 보였는데, 로지스틱 회귀분석 결과 여자에 비하여 남자의 외래방문이 1.336배 많았다. 성별의 차이에 대한 의료이용의 차이는 여자가 남자보다 높은 이환율

을 가지지만 입원율은 남자가 여자보다 높다(Pol and Thomas, 1992)는 선행연구 결과와 일치하지 않았다. Cleay등(1982)은 의료이용에 있어서 성별 간 차이에 관한 연구를 실시하였는데, 그 결과 만성질환 변수, 조사 기간 중 출산 여부가 남, 여 간의 의료이용 차이를 가장 잘 설명해 주는 변수였으며, 성 변수는 사회경제학적 상태, 건강 상태, 사회보장 등 여러 가지 변수들에 의해 영향을 받게 되므로 폭넓은 연구를 필요로 한다고 하였다.

셋째, 연령에서는 29세 이하인 집단에 비하여 30~64세 집단은 0.727배 65세 이상인 집단은 0.397배 외래방문 할 확률이 컸다. 이는 나이가 적을수록 외래방문 할 확률이 커진다는 것으로 선행연구 결과와 반대였다. 그 의료이용량을 분석한 다중회귀분석에서는 연령이 증가할수록 외래방문 횟수가 커지는 것으로 나타났다. 이는 외래방문자 중 65세 이상의 노인 집단에서 외래를 방문할 확률은 작으나 외래방문 횟수는 많아졌다. 연령에 대한 두 분석을 종합하면 외래방문 여부에서 나이가 어린 집단이 외래를 한번 이상 방문하게 되는 경우는 사고나 급성질환 요인이 노인집단 보다 상대적으로 크다는 것을 말하며, 노인 집단일 경우 만성질환이나 다른 요인으로 인해 의료이용량이 많다고 볼 수 있다.

넷째, 교육수준은 중졸이하 집단에 비하여 고졸 집단이 1.489배 외래방문 할 확률이 컸다. 교육을 많이 받은 사람은 덜 위험한 직업, 높은 소득, 잦은 외래진료 그리고 낮은 수술가능성 등과 관련이 있어 의료이용이 낮다 (Willimas and Torrens, 1993)는 외국의 선행결과와 배치된다. 의료 정책이나 의료 환경이 다르므로, 추후 지속적으로 연구가 필요하겠다.

다섯째, 거주지역에서는 읍면지역에 비하여 중소도시 거주자들의 외래방

문 할 확률이 1.326배 컸다.

여섯째, 다중회귀분석 결과 연령과 의료보장 유형이 외래방문 횟수와 유의한 관련성을 보였다. 의료보장 유형에서는 미가입, 의료보호 1.2종에 비해 직장 의료보험자와 지역 의료보험자의 외래방문 횟수가 적었다. 배상수(1985)는 의료이용에 영향을 미치는 요인을 성인과 미성년으로 구분하여 연구한 결과, 성인보다는 미성년이 변수들에 대한 설명력이 더 높았고 의료이용의 가장 중요한 요인은 질병 이환 여부인 것으로 나타났고, 개인속성 요인과 의료이용 가능요인 중에서 성인과 미성년 집단 모두에게 유의했던 변수는 의료보장 변수였다. 성, 교육수준, 결혼상태, 1인당 가구원 소득, 음주, 흡연, 거주지역은 외래방문 횟수와 유의한 관련성을 보이지 않았다. 경제적 수준을 나타내는 변수 즉 1인당 가구원 소득은 로지스틱 회귀분석과 다중회귀분석 모두에서 유의하지 않게 나타났다. 가구의 소득수준이 낮을수록 의료 요구율이 높아지고 의료 이용률은 떨어진다(한달선, 1986; 하종하, 1982; 김은주, 1990)고 보고된 바 있다. Wan등(1974)은 의료이용의 결정요인 분석을 통해 의료필요변수가 가장 중요한 예측 변수임을 제시하였는데, 이 변수는 연령, 성, 교육수준, 거주지역, 소득변수에 의해 영향을 받으므로 결국 모든 변수들의 상호작용을 통해 의료이용에 영향을 미치게 되는 것이라고 말하고 있다.

의약분업, 노인인구의 증가, 소득 증가, 고급 의료기술 확산과 의료 인력 및 병상수 증가는 의료 이용을 증가 시키는 요인들이다. 의료 접근도 향상과 고급 의료기술 확산으로 입원 재원일수의 상대적 감소로 인한 외래방문의 증가는 긍정적인 측면이다. 그러나 외래방문의 증가로 인한 보험재정 지출도 함께 증가한다는 면에서는 문제가 될 수 있다. 고령화 사회에서

의료 보건의 재정 확보와 그 적절한 지출은 여전히 주요한 문제로 이에 대한 대비가 필요하다 할 것이다. 연구결과를 바탕으로 다음의 정책제안을 제시하고자 한다.

연령이 외래방문 횟수에 유의하였으므로 인구의 연령구조를 파악하고 그에 따른 질병부담을 측정하는 것이 필요하다. 이는 건강 보험의 급여비율을 사회 인구구조의 특성에 따라 탄력적으로 운용함으로써 적절한 재정 지출의 효율성을 높일 수 있다고 생각된다.

의료필요 요인인 질병은 의료 이용의 가장 중요한 변수이다. 질병의 예방적 차원에서 건강을 유지, 증진할 수 있도록 하여 사회적 부담을 줄여야 할 것이다. 건강한 생활을 영위할 수 있는 환경을 조성하고, 건강증진에 대한 교육과 건강 검진 등을 통하여 질병을 조기에 발견할 수 있도록 유도하는 정책이 필요하다고 할 것이다.

VI. 결 론

최근의 우리나라의 보건의료 환경은 인구 사회학적, 경제적 변화와 보건 복지 정책의 변화로 많은 변화를 보이고 있다. 노인 인구의 증가와 고급의료기술의 발달, 의료 인력 및 병상수의 증가는 의료이용의 증가를 초래하고 있다. 이러한 변화 속에서 의료이용의 접근도나 형평성의 제고가 여전히 중요한 문제로 자리하고 있다. 그러므로 의료이용자의 인구사회학적, 경제학적인 측면에서 의료이용 요인의 결정요인 분석 또한 중요하다고 할 수 있다.

본 연구는 2001년 국민건강. 영양조사 자료를 이용하여 Andersen의 의료이용 모형을 적용하여 외래방문 횟수에 영향을 미치는 요인을 알아보기 위한 연구이다.

성, 연령, 교육수준, 거주지역이 외래방문 여부에 통계적으로 유의하였다. 여자에 비하여 남자의 외래방문 할 확률이 1.336배 컸다. 29세 이하인 집단에 비하여 30~64세 집단은 0.727배 65세 이상인 집단은 0.397배 외래방문 할 확률이 컸다. 교육수준은 중졸이하 집단에 비하여 고졸 집단이 1.489배 컸다. 읍면지역에 비하여 중소도시 거주자들의 외래방문 할 확률이 1.326배 컸다.

연령과 의료보장 유형이 외래방문 횟수와 유의한 관련성을 보였다. 연령이 증가 할수록 외래방문 횟수가 많았다. 미가입, 의료보호 1.2종에 비해 직장 의료보험자와 지역 의료보험자의 외래방문 횟수가 작았다. 성, 교육수준, 결혼상태, 1인당 가구원 소득, 음주, 흡연, 거주지역은 외래방문 횟수와 유의한 관련성을 보이지 않았다.

본 연구 결과는 외래방문 횟수에 영향을 미치는 요인을 분석함으로써 국가의 제한된 의료자원을 효율적으로 활용하는데 필요한 정보를 제공하여 보건 의료 정책결정을 위한 보조 자료로 활용될 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 강명근. 건강 라이프스타일이 의료이용에 미치는 영향. 2000
- 김영임. 농어촌 벽지가족의 의료이용 변화양상과 관련요인분석. 서울대학교 석사학위논문 1990
- 문옥륜, 이규식, 이해중. 의료서비스의 이용의 형평성에 관한 연구. 사회보장연구 1996; 11: 105-150
- 배상수. 의료이용에 영향을 미치는 요인에 관한 연구. 예방의학회지 1985, 18(1): 13-24
- 배상수. 국민건강의 결정요인 3: 질병예방 및 의료이용형태. 예방의학회지 1993; 26(4): 508-553
- 송건용. 우리나라 의료요구 및 의료 이용에 관한 조사 연구. 한국인구보건연구원 1982
- 송건용. 우리나라 의료 이용에 관한 조사연구. 한국인구보건연구원 1988
- 송건용. 의료이용과 의료행태에 관한 종합 분석 연구. 한국보건사회연구원 1991

송건용. 의료 이용과 건강행위에 관한 종합분석. 한국보건사회연구원 1993

유승흠, 이용호, 조우현, 홍영표, 전병원, 김상제. 우리나라 의료이용에 관한 연구. 예방의학회지 1986; 19(1): 137-145

이규식. “의료수요의 가격 및 소득탄력도”. 인구보건논집 1985; 5(2):52-82

이영조, 한달선, 배상수. (1993) 외래이용빈도 분석의 모형과 기법. 보건행정학회지 1993; 3(2): 159-176

이종찬. 건강과 의학의 새로운 흐름-담론과 실천 방식에 관한 사회문화적 비평. -보건행정학회지 2000; 10(4):1-19

장동민, 문옥륜. 의료서비스에 대한 접근성의 형평분석. 보건행정학회지 1996; 6(1): 110-143

지선하. 흡연이 의료이용에 미치는 영향. 연세대학교 박사학위논문 1993

Aday & Andersen R.. A framework for the study of access to medical care. Health Service Research 1974;9(3): 208-220

Aday & Andersen R.. Models of health care utilization and behavior. in Armitage P, Colton T.(Ed.) Encyclopedia of Biostatistics (Vol.3). John Wiley & Sons, Chichester 1998

Aday & Andersen R.. Access to medical care in the U.S.. Realized and potential. *Med Care* 1978;16(7):533–546

Aday & Awe WC. Health services utilization models. in Gochman DS.(Ed.) *Handbook of health behavior research I*. Plenum press, New York 1997

Andersen R. A behavioral model of families use of health services. University of Chicago Press, Chicago 1968

Barsky A.J, Wyshak G, Klerman G.L. Medical and psychiatric determinants of outpatient medical utilization. *Med Care* 1986;24(6):548

Cleary, p. Mechanic, D. & Greenly, J. R "Sex differences in medical care utilization: An empirical investigation". *Journal of Health and Social Behavior* 1982;23(6):106–119

Coulton C, & Frost A. Use of health services by the elderly. *J Health Soc Behav* 1982;23:230

Davis, K. and Russel. L, B. "The substitution of hospital outpatient care for inpatient care". *The Review of Economics and Statistics* 1972;54(2):109–120

Goldman M. and Grossman M. "The Demand for Pediatric Care: An Hedonic Approach". *Journal of Political Economy* 1978;86(2): 259–280

Hulka, BS. & Wheat. JR. Pattern Of Utilization: The Patient Perspective," *Medical Care* 1985; 23(5): 438–460.

Joseph, AE. & David R. Phillips. *Accessibility And Utilization: Geographical Perspectives On Health Care Delivery*, New York: Harper And Row, Publishers 1984

Kasl SV, & Cobb S. Health behavior, illness behavior, and sick role behavior. *Archives of Environmental Health* 1966; 12: 26–266

McFaland BH, Freeborn DK, Mulloly JP, Pope CR. Utilization Pattern among long term enrollees in a prepaid group practice health maintenance organization. *Med Care* 1985;23:1221–1231

Phelps CE. and Newhouse JP. "Coinsurance, the Price of Time, and the Demand for Medical Service". *The Review of Economics and Statistics* 1974; 56(3):334–342

Pol. Louis G. & Thomas RK. *The Demography Of Health And Health Care* New York: Plenum Press 1992

Williams SJ, Torrens PR.(eds.) (4th ed.) *Introduction To Health*

Services. Albany, NY: Delmar Publishers, Inc. 1993

Wolinsky, FD. "Assessing the effects of predisposing, enabling and illness-morbidity characteristics on health service utilization". *Journal of Health & Social Behavior* 1978;19(12):384-396

Abstract

The study on the outpatient medical service utilization and associated factors

Jungeun Cho

Dept. of International Health

The Graduate School of

Health Science & Management

Yonsei University

(Directed by Professor Woojin Chung, Ph. D.)

As lower socioeconomic groups have a higher burden of disease and therefore need more health services, equity and efficiency are very important health service issues. The purpose of this study was to identify the factors that lead people to visit a physician in South Korea and assess a interaction of different factor such as demographic, socioeconomic aspects and health services availability.

This study was cross-sectional population based study. And it was based on data from Nation Health and Nutrition Survey 2001 which was carried out from Nor. through Dec. 2001. It included 4,946 people who completed interview. Statistical analysis were performed using logistic regression and multiple linear regression analysis. The major findings of this study were as follows;

The result of the study about the factors to determine the physician visit by logistic regression analysis showed that gender, age, education level and residential area were significant. Male's physician visit probability was higher than females'. The older and the higher education level determined a reduction in the probability of visiting a physician. The probability of people who live in ural area was higher than the others.

As the result of multiple linear regression analysis, age and the type of insurance were significantly associated with the physician visits. However, gender, the level of education, marital status, monthly per capita income, alcohol, smoking and residential area didn't influence physician visit. The findings of this study are consistent with the view that demographic, socioeconomic differences in medical service utilization and its consequences can only partly be controlled by change in health insurance policy.

Longitudinal studies, a more detailed investigation of the role of health related factors and more studies including elderly subjects are,

however, recommended to further elucidate the association between socioeconomic factor and medical service utilization.

key words: medical service utilization, physician visits, demographic socioeconomic factor