

지역사회 노인의 입원기간에 영향을 주는 개인요인의 분석

김 정 희 (인하대학교 의과대학 간호학과)

목 차

I. 서론	V. 논의
II. 입원일수 모형의 설정	VI. 결론
III. 연구방법	참고문헌
IV. 연구결과	영문초록

I. 서론

우리나라는 인구의 노령화로 인해 노인인구에서의 건강 문제 관리와 이에 따른 의료이용의 문제 등이 보건정책의 주요과제로 제기되고 있다. 전국표본기구를 대상으로 한 연구에서 만성질환이 차지하는 비율은 1992년의 55.4%에서 1995년 69.1%로 증가경향을 보였으며 고연령층에서 만성질환 유병률과 평균 이환일수가 길었고(최정수 등, 1995) 연령이 주요 위험요인으로 지적된 만성질환은 고혈압, 소화성 궤양, 간염, 만성폐색성 폐질환, 관절염, 당뇨병이었다(남정자 등, 1996).

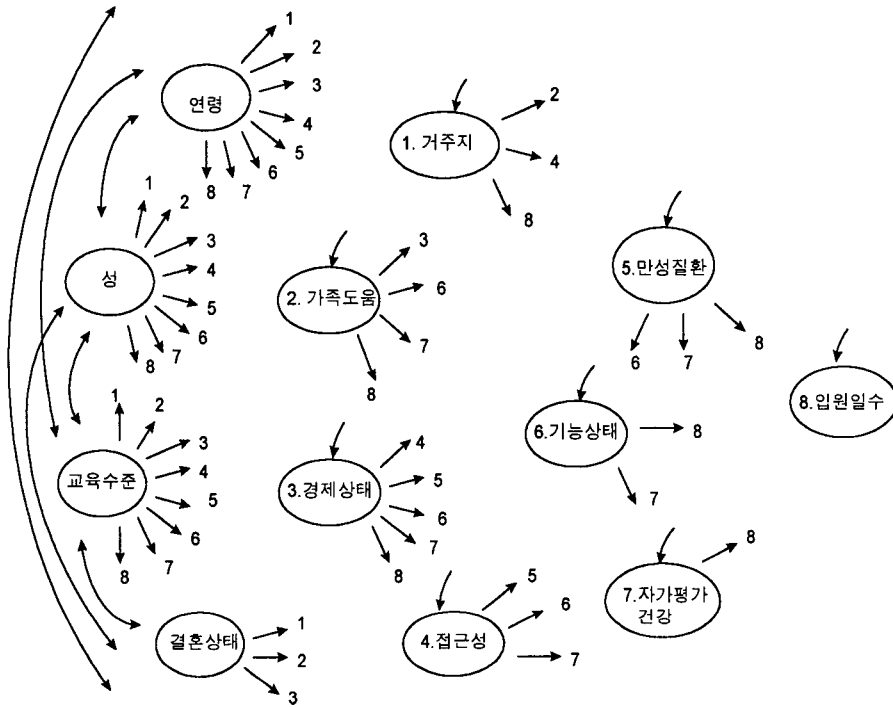
노인인구의 입원의료이용 양상을 보면, 1995년 전국표본조사에서 입원율은 분만으로 인한 입원이 반 이상을 차지하는 20-29세 연령층을 제외하고 전체인구에서 가장 높은 비율이다. 입원자당 재원일수는 약 21일로 10-19세, 40-59세 다음으로 많은 것으로 조사되었다(최정수 등, 1995). 특히 우리나라는 장기요양시설이 매우 부족하여 입원치료는 불필요하나 외래진료를 통하여 건강문제를 관리하기에는 곤란한 노인들이 병원에

입원할 수밖에 없는 실정이다(김수춘 등, 1995). 또한 입원치료 후에도 가족의 돌봄을 적절하게 받을 수 없는 경우 회복기간 동안 머무를 수 있는 요양병원이나 요양원, 단기보호소 같은 시설이 거의 없는 상태이므로 가족이 돌볼 수 있는 상태가 되기까지 입원치료를 받게 되는 경우도 있을 것인데 실제로 의료기관에서 퇴원을 늦추면서 장기요양보호 서비스를 받는 경우가 늘어난다고 지적된 바 있다(차홍봉, 1993).

노인들의 건강관리를 위한 보건의료의 문제를 해결하는데 있어 의료서비스 이용에 영향을 주는 요인을 이해하는 것은 중요하다. 특히 1989년 전국민의료보험 실시 이후 국민의료비의 증가를 주도하고 있는 노인의료이용량 증가와 노인의료비의 급격한 상승을 감안할 때(문옥륜, 1995) 의료이용에 관한 연구는 수행되어야 하며, 그 결과는 의료서비스 이용의 적정성을 기하기 위한 각종 제도의 효과 판정, 의료이용 양상 변화의 유도 방안 강구나 예측 등에 활용될 수 있다(Shortell, 1984; 배상수, 1993). 우리나라에서도 의료이용 요인을 분석한 연구는 보고되었으나 의사방문, 병의원이용, 입원경험, 약

주) 본 연구는 인하대학교 연구비 지원에 의하여 수행되었음.

〈그림1〉 소인성요인, 가능성요인, 필요요인의 입원일수 예측 구조모형



국이용, 보건기관이용 등을 대상으로 하였으며 입원일수에 초점을 두어 수행한 연구는 거의 없었다. 분석방법에 있어서도 회귀분석과 경로분석을 주로 사용하여 왔으나 Wan(1989)은 행동모형을 이용한 의사이용 분석에 있어 선형구조관계(Linear Structural Equation Modeling, LISREL)를 개발하여 평가할 것을 제안한 바 있다.

본 연구에서는 우리나라 노인의 입원일수에 영향을 주는 개인적 요인을 Andersen의 행동모형에 의거하여 공변량구조분석을 이용하여 분석하고자 한다.

II. 입원일수 모형의 설정

건강문제는 문제를 가진 개인에 의해 우선 인식되어지고 도움을 받겠다는 결정이 되면 도움을 받는 과정을 거치는데 이때 의료제공자는 진단과, 필요할 때는 치료에 관련된 의사결정을 하게 되며 이러한 결정에 의해 의료서비스가 이용되고 그 결과로서 인식된 건강문제가 수정되는 것이다 (Donabedian, 1973). 보건

의료서비스 이용행태의 차이를 설명하는 여러 가지 모형이 개발되었는데 보건의료이용 행위를 설명하는데 강조되고 있는 변수에 따라 인구, 사회구조, 사회심리, 경제, 조직, 그리고 체계모형 등으로 분류될 수 있으며 행동모형은 인구, 사회구조, 사회심리, 경제에 관계된 여러 변수를 통합하는 모형이다 (Shortell, 1984).

Andersen의 행동모형에서 개인이 이용하는 보건의료 서비스는 개인의 서비스를 사용하는 성향, 서비스를 확보하는 능력, 그리고 질병수준에 달려있다고 보았다 (Andersen 과 Newman, 1973). 개인의 성향을 나타내는 소인성요인(predisposing component)에는 인구, 사회구조, 태도와 신념을 나타내는 변수들이 포함된다. 소인성 요인은 질병발생 이전에 이미 존재하는 개인의 인구특성을 가지고 의료서비스 이용을 예측하는 것으로 어떤 특성을 가진 사람들은 서비스를 이용하는 성향을 더 많이 가지고 있다고 한다. 가능성 요인(enabling component)에는 보건의료 자원을 개인이 이용 가능하도록 하는 것으로서 가족자원과 지역사회 자원으로 측정될 수 있다. 필요요인을 나타내는 질병수

준(illness level)은 의료서비스의 가장 즉각적인 원인으로서 의료서비스가 이용되려면, 소인성요인과 가능성요인이 있다는 가정 하에 질병 또는 질병발생 확률을 개인이나 가족이 인식하여야 하며 의료의 성격과 범위를 결정하는 임상적 평가가 이루어 져야 한다.

본 연구에서 설정된 노인의 입원일수 예측모형은 요인(잠재변수)들간의 연결을 보여주는 구조부분과 요인들을 관찰변수로 측정하는 부분으로 되어 있다.

1. 구조부분

소인성요인을 외생변수로 하였으며 이들 소인성요인은 내생변수로 설정된 가능성요인과 필요요인 및 입원일수에 영향을 주며 가능성요인은 필요요인과 입원일수에 영향을 주고 필요요인이 입원일수에 영향을 주는 것으로 하였다. 소인성요인에는 연령, 성, 교육수준, 결혼상태의 네 가지 요인이 포함되었다. 가능성요인으로는 거주지, 가족도움, 경제상태, 병원의 접근성이 포함되었으며 필요요인에는 만성질환, 기능상태, 자가평가건강이 포함되었다. 예비분석 과정에서 결혼상태의 필요요인과 입원일수에 대한 영향이 제거되었으며 거주지의 경제상태, 만성질환, 기능상태 그리고 자가평가건강에 대한 효과가 제거되었고 가족도움의 접근성과 만성질환에 대한 효과, 접근성의 입원일수에 대한 효과가 제거되었다. 결혼상태는 김정희(1996)의 연구에서도 건강상태에 유의한 효과가 없었으며 이와 관련하여 오늘날의 노인세대는 건강에 해로운 것으로 여겨지는 이혼이 훨씬 적을 뿐 아니라 가족중심의 사회에서 사별시 가족의 지지를 받을 수 있어 노년기 사별이 건강에 주는 해는 적을 것으로 지적된 바 있다. 거주지의 효과에 관련하여 도시와 농촌구간의 건강상태의 차이가 지적되었으나 (배상수, 1993) 본 모형에서는 이들 지역간의 차이를 나타내는 소인성요인과 가능성요인이 통제되었기에 수정지수(modification index)를 참조하여 필요요인에서의 직접효과를 제거하였다.

본 연구에서 분석된 최종모형의 구조부분은 <그림1>에 제시된 바와 같다. 연령, 성, 교육수준은 거주지, 가족도움, 경제상태, 접근성, 만성질환, 기능상태, 자가평가건강, 입원일수에 모두 직접적인 영향을 주는 것으로 설정되었다. 결혼상태는 거주지, 가족도움, 경제

상태에 직접적인 영향을 주는 것으로 하였다. 거주지는 가족도움, 접근성, 입원일수에 직접효과를 갖는 것으로 하였고 가족도움은 경제상태, 기능상태, 자가평가건강, 입원일수에 직접 영향을 준다고 설정하였다. 경제상태는 접근성, 만성질환, 기능상태, 자가평가건강, 입원일수에 연결시켰으며 접근성은 만성질환, 기능상태, 자가평가건강에 연결되었다. 만성질환은 기능상태와 자가평가건강, 입원일수에 직접 연결되었고 기능상태는 자가평가건강과 입원일수, 그리고 자가평가건강은 입원일수에 영향을 주는 것으로 설정하였다.

외생변수로 설정된 연령, 성, 교육수준, 결혼상태가 나타내는 소인성요인은 요인간에 공변량(상관관계)이 있는 것으로 설정되었다. 또한 내생변수로 설정된 거주지, 가족도움, 경제상태, 접근성, 만성질환, 기능상태, 자가평가건강, 입원일수는 모델에 의해 설명되지 못한 오차분산(residual error variance)을 가지는 것으로 설정되었다.

2. 측정부분

소인성요인, 가능성요인 및 필요요인에 포함된 12개의 요인들 중에서 경제상태, 기능상태 및 자가평가건강은 각각 2개의 변수로 측정되었으며 그 외의 요인은 각각 1개의 변수로 측정되었다. 두 개의 변수로 측정된 경제상태는 주관적인 평가로서 현재의 경제상태 평가와 동년배와 비교한 경제상태 평가로 측정되었다. 기능상태는 ADL (activities of daily living)과 IADL (instrumental activities of daily living)로 측정되었으며 자가평가건강은 현재의 건강상태 및 동년배의 건강과 비교한 상태로 측정하였다. 이들 변수의 구체적 측정방법은 아래의 연구방법에서 제시되었다. 각 측정변수는 연결된 잠재변수(요인)에 관계되지 않는 부분인 측정오차분산(measurement error variance)을 갖는 것으로 설정되었다.

III. 연구방법

1. 자료

본 연구는 1994년 한국보건사회연구원에서 만 60세 이상 노인을 대상으로 한 "노인생활실태조사"(이과국

등, 1994)의 자료를 이용하여 이차분석을 수행하였다. 실태조사에서는 1990년 우리나라 총인구조사의 조사구별 단위를 근거로 6대 시, 기타 시, 군별 기본표본조사구 수에 비례하여 총 100개의 표본조사구를 계통추출하였는데 자료수집 상의 애로점으로 인하여 제주도에서 표출된 2개 조사구를 제외하여 98개의 표본조사구가 선정되었다. 이에 더하여 1990년 총인구조사 이후 1994년 4월 30일까지의 제주도를 제외한 전국의 신축아파트 가구를 6대 시, 기타 시, 군부로 분류하여 8개의 조사구가 선정되었다. 선정된 106개 표본조사구에 만 60세 이상 노인이 1명이라도 있는 노인가구가 1874가구(2427명의 노인)였으며 이중 실제 조사된 가구는 1601가구로 2058명의 노인이 포함되어 인구단위로 할 때 조사완료율은 84.8%였다. 자료수집은 사전 훈련을 받은 조사원이 구조화된 조사표를 사용하여 가구방문 면접을 통해 이루어졌다. 본 연구에서는 노인 스스로 평가한 건강상태를 포함하므로 대리면접이 이루어진 노인을 제외한 1687명이 실제 분석에 포함되었다.

2. 측정변수

각 요인별 측정변수를 보면 (〈표1〉, 〈표2〉 참조) 소인성요인에 속하는 연령은 실제 연령으로 측정되었고 평균은 67.86세였다. 성은 (1)남자, (2)여자로 측정되었으며 교육수준은 (1)글자를 모르는 경우에서 (9)대학원 이상의 9등급으로 분류되었다. 대상노인의 31.2%가 글자를 모른다고 하였다. 결혼상태는 (1)유배우, (2)무배우로 분류된 바 39.1%의 노인이 배우자가 없었다.

가능성요인으로 분류된 거주지는 (1)도시, (2)농촌으로 분류하였는데 64.6%의 노인이 농촌에 거주하였다. 가족도움의 측정은 노인들이 인지하는 가족으로부터 받고 있는 대우의 정도로서 (1)충분한 대우, (2)약간의 대우, (3)별로 대우 못 받음, (4)전혀 대우 못 받음으로 되어 있는데 충분한 대우를 받는다는 노인은 59.2%였고 3.9%의 노인은 전혀 대우를 못 받는다고 하였다. 현재의 경제상태 평가는 (1)매우 어렵다, (2)약간 어렵다, (3)그저 그렇다, (4)그다지 어렵지 않다, (5)전혀 어렵지 않다는 항목으로 24.9%의 노인이 매우 어렵다고 하였으며 전혀 어렵지 않다는 노인은

4.6%였다. 동년배와 비교한 경제상태는 (1)매우 나쁘다, (2)약간 나쁘다, (3)거의 같다, (4)약간 좋다, (5)매우 좋다는 항목으로 11.7%의 노인이 매우 나쁘다고 하였으며 매우 좋다고 한 노인은 2.6%에 불과하였다. 병원을 이용하는데 있어 편리한 정도는 (1)아주 편리함, (2)편리한 편임, (3)조금 불편함, (4)아주 불편함에서 62.8%의 노인이 조금 불편하거나 아주 불편하다고 하였다.

필요요인에 속하는 만성질환은 경험하고 있는 만성질환의 수로 측정된 바, 평균 1.99개였으며 12.4%의 노인은 만성질환이 없다고 하였고 31.7%의 노인은 3가지 이상을 경험하고 있었다. 기능상태를 측정하는 변수로 ADL은 목욕, 옷 갈아입기, 식사하기, 잠자리에서 일어나기와 의자에 앉기, 외출하기(밖에 나가기), 화장실용변의 여섯 가지 일상생활동작을 수행하는 어려움으로 측정하였다. IADL은 일상용품이나 약 사러나가기, 버스나 전철을 혼자 타기, 청소나 가벼운 집안일 하기의 세 가지 수단적 일상생활동작 수행에서의 어려움으로 측정하였다. 이들 각 항목에 어려움의 정도에 따라 1 (전혀 어렵지 않다), 2 (약간 어렵다), 3 (매우 어렵다), 4 (전혀 할 수 없다)의 점수를 할당하여 구한 총점수를 ADL과 IADL의 점수로 하였다. ADL에 속한 항목에서 모두 문제가 없다고 하여 6점이 할당된 노인은 76.3%였으며 IADL에서 3점을 받아 각 항목 수행에 모두 문제가 없다고 한 노인은 71.3%였다. 자가평가건강을 측정하는 현재의 건강상태 및 동년배의 건강과 비교한 상태는 각각 5점 척도의 항목으로 (1) 매우 좋음, (2) 좋은 편임, (3) 보통, (4) 약간 나쁨, (5) 아주 나쁨으로 되어있다. 현재의 건강상태를 매우 좋게 평가한 노인은 5.3%에 불과하였으며 15.2%의 노인은 아주 나쁘다고 하였다. 동년배와 비교한 건강상태에서는 5.9%의 노인이 매우 좋다고 하였으며 13.3%의 노인은 아주 나쁘다고 하였다.

입원일수는 면접당시를 기준으로 지난 1년간 입원일수를 측정하였는데 100일 이상 입원한 노인은 1687명 중 8명(.5%)이었는데 극단적인 이상점으로 인한 자료의 지나치게 편중된 분포를 조정하기 위해 이들의 입원일수를 100일로 간주하였고 이때 평균 입원일수는 2.63일이었다. 입원한 경험이 없는 노인은 89.4%였으며 5%의 노인은 입원일수가 2주 이하로 나타났고 3.1%의 노인은 4주 이상의 입원경험이 있었다.

〈표 1〉 소인성요인과 가능성요인 측정변수의 기술적 통계

(N=1687명)

측정변수	No.	%	Mean	S.D.	Range	Skewness	Kurtosis
소인성요인의 측정							
〈연령〉							
60-69세	1093	64.8	67.86	6.07	60-91	.80	.13
70-79세	512	30.3					
80세이상	82	4.9					
〈성〉							
남 자	684	40.5	1.59	.49	1, 2	-.39	-1.85
여 자	1003	59.5					
〈교육수준〉							
글자모름	527	31.2	2.80	1.75	1-9	.82	.20
글자해독	422	25.0					
서 답	19	1.1					
초등 중퇴, 졸	505	29.9					
중학 중퇴, 졸	94	5.6					
고등 중퇴, 졸	74	4.4					
전문대 중퇴, 졸	6	0.4					
대학 중퇴, 졸	37	2.2					
대학원이상	3	0.2					
〈결혼상태〉							
유배우	1028	60.9	1.39	.49	1, 2	.45	-1.80
무배우	659	39.1					
가능성요인의 측정							
〈거주지〉							
도 시	597	35.4	1.65	.48	1, 2	-.61	-1.63
농 촌	1090	64.6					
〈가족도움〉							
충분한 대우	998	59.2	1.59	.83	1-4	1.29	.82
약간의 대우	443	26.3					
별로 대우못받음	180	10.7					
전혀 대우못받음	66	3.9					
〈현재경제상태〉							
매우어렵다	420	24.9	2.42	1.15	1-5	.47	-.67
약간어렵다	551	32.7					
그저그렇다	387	22.9					
그다지 어렵지않다	251	14.9					
전혀 어렵지않다	78	4.6					
〈동년배비교경제〉							
매우나쁘다	198	11.7	2.69	.95	1-5	.03	-.31
약간나쁘다	476	28.2					
거의같다	716	42.4					
약간좋다	253	15.0					
매우좋다	44	2.6					
〈병원이용편리〉							
아주편리함	107	6.3	2.91	.95	1-4	-.27	-1.09
편리한편	521	30.9					
조금불편	476	28.2					
아주불편	583	34.6					

3. 분석

모형의 분석에는 LISREL 8.04 프로그램을 사용하여 최대우도법(maximum likelihood method)을 적

용한 공변량구조분석을 시행하였다. 최대우도법은 표본의 크기가 큰 경우 바람직한 근사적 속성(asymptotic properties)을 가지며 다른 추정방법보다 표본분산의 크기가 작아서 편중되지 않고 효율적인 것으로 알려져

<표 2> 필요요인과 입원일수의 측정변수의 기술적 통계

(N=1687명)

측정변수	No.	%	Mean	S.D.	Range	Skewness	Kurtosis
필요요인의 측정*							
<만성질환수>							
없 음	210	12.4	1.99	1.38	0-8	.75	.73
1 가지	460	27.3					
2 가지	482	28.6					
3가지 이상	535	31.7					
<ADL>							
6 (전혀어렵지않다)	1287	76.3	6.81	2.13	6-24	3.65	15.26
7 이상	400	23.7					
<IADL>							
3 (전혀어렵지않다)	1202	71.3	3.97	1.95	3-12	2.33	5.04
4 이상	485	28.7					
<현재경제상태>							
매우좋음	89	5.3	3.21	1.17	1-5	-.04	-1.10
좋은편임	492	29.2					
보 통	342	20.3					
약간나쁨	507	30.1					
아주나쁨	257	15.2					
<동년배비교건강>							
매우좋음	99	5.9	3.11	1.15	1-5	.08	-.98
좋은편임	504	29.9					
보 통	424	25.1					
약간나쁨	436	25.8					
아주나쁨	224	13.3					
입원일수의 측정							
<지난1년간입원일수>							
0 일	1509	89.4	2.63	11.45	0-100#	6.13	41.75
1-14 일	83	5.0					
15-28 일	42	2.5					
29일이상	53	3.1					

* 100일 이상은 100일로 간주함

있다 (Long, 1983; Bollen, 1989). 최대우도법은 다변량 정규분포 가정을 하고 있으나 본 연구의 자료에서 특히 ADL, IADL, 입원일수는 척도와 왜도가 커서 가정을 만족시키지 못하지만 표본의 크기가 크므로 근사적 속성에 근거하여 적용하였으며 실제 분석과정상 특이한 문제는 발견되지 않았다. 측정변수들의 분산·공분산 행렬이 입력자료로 사용되었고 추정치의 통계적 유의성(α)은 5% 수준으로 하였다.

요인이 단일변수로 측정되는 경우는 모델인정(model identification)을 위해서 요인의 분산 또는 측정변수의 요인계수(factor loading)와 오차분산(measurement error variance)값을 동시에 고정하는 것이 필요하다. 본 연구에서는 후자의 방법을 선택한 바, 측정변수의 신뢰도를 0.9로 가정하여 신뢰도의 제곱근 값에 측정변수의 분산을 곱한 값을 요인계수값으로 하였고 1에

서 신뢰도 값을 감한 값인 0.1에 측정변수의 분산 값을 곱하여 오차분산 값으로 하였다. 단, 성(gender)의 신뢰도는 면접자에 의한 관찰 판단의 명확성을 고려하여 1.0으로 하여 고정 값을 산출하였다.

IV. 연구결과

설정된 모델은 전반적인 부합도(overall fit)와 세부적 부합도(component fit) 측면에서 평가하였다.

1. 전반적 부합도

카이제곱(χ^2)검정은 모형에 내포된 분산·공분산 행렬과 관찰된 분산·공분산 행렬간에는 차이가 없다는 귀무가설을 검정하는 것으로 표본의 크기와 관찰된 변

수의 다변량 정규분포에서 벗어나는 경우 그 값이 커지는 속성을 고려하여 χ^2 값에 대한 자유도의 비(χ^2/df)로서 부합도를 평가하기도 한다. Wheaton (1988)은 표본크기가 932였을 때 χ^2/df 가 5이하를 적합한 것으로 보았다. 본 연구에서는 χ^2 값이 142 ($p=.0$)로서 자유도 45에 대한 비는 3.13으로 표본의 크기가 1687인 점을 감안할 때 설정된 모형이 적합하다고 하겠다.

기초부합치(goodness of fit index)는 모형에 의해 설명된 측정변수들의 분산·공분산 양을 나타내며 자유도를 조정한 값이 조정부합치(adjusted goodness of fit index)로서 0과 1사이의 값을 나타낸다. 본 연구에서는 기초부합치가 .99였으며 조정부합치가 .97로 매우 높게 나타났다.

비표준부합치(nonnormed fit index)는 기초모형에서 제시된 모형으로 변할 때 χ^2 값의 비례적인 감소로서 대개 0과 1사이에 위치하며 0.9보다 크면 바람직한 것으로 본다. 표준부합치(normed fit index)는 비표준부합치의 자유도를 조정한 지수이다. 본 연구에서는 비표준부합치가 .98, 표준부합치가 .97로 모형의 부합도가 큰 것으로 나타났다.

Critical N(CN)은 Hoelter(1983)가 제시한 부합도 지수로서 모형의 부합도를 수용하기 위해 도달해야 하는, 통계적 기초 하에 제시된 표본의 수로서 분석하는 집단의 수가 하나일 때는 200을 초과해야 수용할 수 있다고 본다. 본 분석에서는 CN이 833으로 기준치를 훨씬 초과하였다. 이러한 큰 값은 CN의 표본분포의 값이 표본크기가 증가함에 따라 증가한다는 보고(Bollen 과 Liang, 1988)에 비추어, 본 분석에 사용된 표본의 크기가 크다는 사실에 어느 정도 기인한다고도 볼 수 있겠다.

RMSEA(root mean square error of approximation, Jöreskog 과 Sörbom, 1993)는 .05보다 작은 수치에서 모형이 자료와 가까운 부합을 보이는 것으로 평가할 수 있는데 본 연구에서는 .036으로 산출되어 모형의 부합도를 뒷받침하였다.

이상의 전반적인 부합도에 관한 검토는 제시된 모델이 자료에 잘 부합하고 있음을 일관성 있게 보여주고 있다.

2. 측정부분 관련 세부적 부합도

제시된 모형에서 단일 측정변수를 가진 요인의 요인

계수(factor loading)는 그 값이 고정되었으므로 측정변수가 두 개인 경제상태와 기능상태, 자가평가건강 요인에 연결된 요인계수값으로 측정부분을 평가할 수 있다. 경제상태에 연결된 현재의 경제상태와 동년배비교 경제상태의 요인계수는 각각 .73과 .71로서 잘 연결되어 있다고 볼 수 있으며 이들의 경제상태 측정에 대한 상대적 중요성은 비슷하였다. 기능상태에 연결된 ADL과 IADL의 요인계수는 각각 .84와 .96으로 기능상태를 잘 측정하고 있으며 IADL이 ADL보다 요인계수값이 더 높아 기능상태의 측정에 기여도가 더 컸다. 자가평가건강을 측정하는 현재의 건강상태와 동년배비교 건강상태는 각각 .91과 .88로서 내생변수인 자가평가건강을 잘 측정해 주고 있는 것으로 나타났다.

고정값이 주어지지 않은 측정변수의 오차변량은 동년배와 비교한 경제상태와 현재의 경제상태가 각각 .49, .47로 가장 높았고 IADL이 .07로 가장 낮았다.

3. 구조부분 관련 세부적 부합도

1) 소인성요인간의 상관관계

외생변수로 지정된 소인성요인간의 상관계수는 모두 통계적으로 유의하였다. 연령과 성(.06), 교육수준(-.31), 결혼상태(.36)간의 관계를 보면 연령이 많은 경우 여성인 경향이었으며 교육수준은 낮았고 배우자가 없는 경향이였다. 여성이 교육수준이 낮은 경향을 보였으며(-.46), 배우자가 없는 경향이였다(.52). 교육수준이 높은 경우 배우자가 있는 경향을 보였다(-.36). 이러한 관계는 한국노인인구의 일반적인 사회인구학적 특성으로 알려진 바와 일치하고 있다.

2) 소인성 요인의 가능성 요인과 필요요인에 대한 효과

연령의 가능성 요인에 대한 효과를 보면 <<표3>>참조) 연령이 많을수록 농촌에 거주하고 있는 것으로 나타났으며 (-.06, $t=-1.98$) 경제상태는 어렵다고 느끼고 있었고 (.18, $t=5.85$) 병원 접근성이 낮았다 (.12, $t=4.10$). 성의 효과에서 남자노인이 여자노인에 비해 농촌에 거주하는 것으로 나타났고 (-.12, $t=-3.57$) 경제상태가 어렵다고 느꼈으며 (.14, $t=4.52$) 병원접근성이 높았다 (.10, $t=3.15$). 연령과 성은 가족도움에 통계적으로 유의한 효과를 보이지 않았다.

〈표3〉 소인성요인의 가능성요인과 필요요인에 대한 효과

	연령		성		교육수준		결혼상태	
	효과계수	t 값	효과계수	t 값	효과계수	t 값	효과계수	t 값
가능성요인								
거주지	-.06	-1.98*	-.12	-3.57*	-.41	-13.15*	-.17	-5.01*
가족지지	.04	1.25	-.05	-1.47	-.13	10.50*	.10	2.69*
경제상태	.18	5.85*	.14	4.52*	.38	-3.71*	-	-
접근성	.12	4.10*	.10	3.15*	-.11	-2.93*	-.07	-1.99*
필요요인								
만성질환	-.01	-.20	.25	8.62*	.03	.91	-	-
기능상태	.39	14.81*	.03	.97	.03	.97	-	-
자가평가건강	-.11	-4.01*	.03	1.25	-.06	-1.81	-	-

* p(<= .05, 효과계수는 완전 표준화된 구조계수임

대상 노인의 교육수준이 도시노인에서 높았다 (-.41, t=-13.15). 교육수준이 낮은 노인에서 가족도움이 낮았으며 (-.13, t=10.50) 경제상태가 어렵다고 하였고 (.38, t=-3.71) 병원접근성이 낮았다 (-.11, t=-2.93). 배우자가 없는 노인이 도시에 거주하였으며 (-.17, t=-5.01) 가족도움의 정도가 낮았고 (.10, t=2.69) 병원접근성이 높았다 (-.07, t=-1.99).

필요요인에 대한 효과를 보면, 연령이 많을수록 기능상태가 어려웠으며 (.39, t=14.81) 기능상태가 통계되었을 때 스스로의 건강을 좋은 상태로 평가하였다 (-.11, t=-4.01). 만성질환에 대한 연령의 효과는 통계적 유의성을 보이지 않았다. 여성노인에서 남성노인보다 만성질환수가 더 많았다 (.25, t=8.62). 기능상태와 자가평가건강에 대한 성의 효과는 남성이 더 좋은 것으로 나타났으나 통계적인 유의성은 없었다.

교육수준은 세 가지 필요요인에 유의한 효과를 보이지 않았으나 유의수준 5%를 약간 초과한 수준에서 교육수준이 높은 경우 자가평가건강이 좋은 경향을 보였다 (-.06, t=-1.81).

3) 가능성요인의 내부효과 및 필요요인에 대한 효과

가능성요인의 내부효과와 가능성요인의 필요요인에 대한 효과가 〈표4〉에 제시되었다. 농촌에 거주하는 노인에서 도시에 거주하는 노인보다 가족도움이 높았으며 (-.08, t=-2.74) 병원접근성이 낮았다 (.32, t=11.73). 가족도움이 낮은 노인에서 경제상태가 어렵다고 느꼈으며 (-.40, t=-13.10) 스스로의 건강상태를 나쁘다고 평가하였다 (.06, t=2.42).

경제상태가 어렵다고 느끼는 노인에서 경험하고 있는 만성질환의 수가 더 많았으며 (-.22, t=-6.49) 스스

〈표4〉 가능성요인의 내부효과 및 필요요인에 대한 효과

	거주지		가족도움		경제상태		접근성	
	효과계수	t 값	효과계수	t 값	효과계수	t 값	효과계수	t 값
내부효과								
가족도움	-.08	-2.74*	-	-	-	-	-	-
경제상태	-	-	-.40	-13.10*	-	-	-	-
접근성	.32	11.73*	-	-	-.16	-5.08*	-	-
필요요인								
만성질환	-	-	-	-	-.22	-6.49*	.05	1.96*
기능상태	-	-	.01	.25	-.07	-1.91	.21	8.47*
자가평가건강	-	-	.06	2.42*	-.20	-5.75*	.06	2.67*

* p(<= .05, 효과계수는 완전 표준화된 구조계수임

〈표5〉 소인성요인, 가능성요인, 필요요인의 입원일수에 대한 효과 및 설명된 분산

	직접효과		간접효과		총효과		R ²
	계수(표준화계수)	t 값	계수	t 값	계수	t 값	
소인성요인							
연령	-.04(-.04)	-1.09	.04	2.27*	.0	.02	-
성	-.07(-.07)	-2.11*	.03	2.73*	-.03	-1.14	-
교육수준	-.06(-.06)	-1.45	-.01	-.34	-.06	-1.92	-
결혼상태	-	-	.0	.18	.0	.18	-
가능성요인							
거주지	-.03(-.06)	-2.01*	.01	4.21*	-.02	-1.46	.13
가족지지	-.07(-.07)	-2.21*	.04	2.19*	-.03	-1.26	.04
경제상태	-.02(-.01)	-0.33	-.07	-4.54*	-.08	-1.80	.29
접근성	-	-	.04	4.87*	.04	4.87*	.21
필요요인							
만성질환	.05(.05)	1.61	.05	3.69*	.10	3.48*	.11
기능상태	.05(.10)	3.03*	.02	2.47*	.07	4.61*	.25
자가평가건강	.09(.10)	2.50*	-	-	.09	2.50*	.44

* p(< .05, 입원일수의 R² = .04

로의 건강을 나쁘다고 평가하였다 (-.20, t=-5.75). 가족도움과 경제상태의 기능상태에 대한 효과는 통계적으로 유의하지 않았다.

병원접근성이 낮은 노인에서 만성질환을 더 많이 경험하였으며 (.05, t=1.96) 기능상태가 어려웠으며 (.21, t=8.47) 스스로의 건강이 나쁘다고 하였다 (.06, t=2.67).

4) 소인성요인, 가능성요인, 필요요인의 입원일수에 대한 효과 입원일수에 대한 제 요인의 효과를 직접효과, 간접효과 및 총효과로 분류하여 결과를 〈표5〉에 제시하였다. 소인성요인중 성이 유의한 효과를 나타낸 바, 남자노인이 여자노인보다 입원일수가 더 많았다 (-.07, t=-2.11). 가능성요인으로는 거주지와 가족도움의 효과가 유의하였는데 도시에 거주하는 노인과 (-.06, t=-2.01) 가족도움이 많은 경우 (-.07, t=-2.21) 입원일수가 더 많은 것으로 나타났다. 연령과 교육수준, 경제상태의 입원일수에 대한 효과는 유의하지 않았다.

필요요인으로 기능상태가 나쁜 노인과 (.10, t=3.03) 자가평가건강 상태가 나쁜 경우 (.10, t=2.50) 입원일수가 더 많았다. 경험하는 만성질환의 수가 많은 노인에서 입원일수가 많은 경향을 보였으나 (.05, t=1.61) 5% 유의수준을 약간 초과하였다.

이상의 입원일수에 대한 직접효과에서 기능상태와 자가평가건강의 구조계수가 가장 크게 나타났다.

입원일수에 대한 간접효과를 보면, 연령은 거주지, 경제상태, 접근성, 기능상태와 자가평가건강을 통해 입원일수에 유의한 간접효과를 보였다 (.04, t=2.27). 병원접근성은 직접효과는 없었으나 필요요인인 만성질환, 기능상태, 자가평가건강을 통해 통계적으로 유의한 간접효과(.04, t=4.87)를 나타냈다. 만성질환의 경우도 기능상태와 자가평가건강을 통해 입원일수에 유의한 간접효과(.05, t=3.69)를 보였다.

한편, 입원일수에 직접효과를 보였던 성, 거주지, 가족도움은 반대방향으로 작용한 간접효과에 의해 효과가 상쇄되어 총효과는 유의하지 않았다. 따라서 입원일수에 유의한 총효과를 나타낸 요인은 접근성(.04, t=4.87), 만성질환(.10, t=3.48), 기능상태(.07, t=4.61), 그리고 자가평가건강(.09, t=2.50)이었다.

5) 설명된 분산의 양

요인들의 모형에 의해 설명된 분산의 양(squared multiple correlations, R²)을 보면 가능성요인으로 제시된 거주지는 13%, 가족도움은 4%, 경제상태는 29%, 접근성은 21%가 설명되어 가족도움의 설명된 변량의 크기는 매우 작았다. 필요요인에 속하는 요인들

의 설명된 분산의 양을 보면 만성질환은 11%, 기능상 태는 25%, 자가평가건강은 44%가 설명되어 자가평가 건강의 분산은 내생변수 중 가장 많이 설명되었다. 한편, 본 모형의 최종 내생변수인 입원일수의 변량은 제시된 소인성요인, 가능성요인, 필요요인에 의해 4%만이 설명되었다.

V. 논 의

전체적으로 볼 때, 소인성요인이 가능성요인에 영향을 미치며 가능성요인은 필요요인과 입원일수에, 필요요인은 입원일수에 영향을 미치는 것으로 나타나 소인성요인의 필요요인과 입원일수에 대한 효과가 미약한 것으로 나타났다. 미국에서 노인을 대상으로 수행된 연구에서도 소인성요인과 가능성요인의 입원일수에 대한 효과는 거의 뒷받침되지 않았다 (Branch 등, 1981; Wan, 1982; Eve, 1988).

필요요인인 만성질환, 기능상태, 자가평가건강에 대한 연령, 성, 교육수준의 효과를 1984년에 수집된 우리나라 노인자료에 공변량구조 분석을 적용한 김정희 (1996)의 연구와 비교하면, 연령이 기능제한과 자가평가건강에 유의성을 보인 것은 일치되는 결과이나 본 연구에서는 성의 효과가 만성질환에 유의한 효과를 보였고 교육수준의 기능상태와 자가평가건강에 대한 효과는 유의하지 않았다. 교육수준의 효과가 유의하지 않은 것은 본 연구에서 가족도움, 경제상태, 접근성이 통제되었으므로 교육수준에 따른 이러한 변수의 차이가 제거되었기 때문이라고 생각한다.

가능성요인과 필요요인, 연령, 교육수준을 통제했을 때 남자노인이 여자노인보다 입원일수가 더 많게 나타난 것은 남자노인의 경우 본 연구에 포함되지 않은 만성질환의 중증도가 여자노인보다 더 심한 상태였을 가능성을 짐작해 볼 수 있겠다.

도시에 거주하는 노인이 가족도움, 경제상태, 접근성, 건강상태를 모두 통제했을 때 농촌노인보다 입원일수가 더 길게 나타난 것은 질환의 중증도의 차이로 설명할 수 있거나 우리나라 농어촌 지역 노인가구주 조사에서 91.1%가 노인전문병원이 필요하다고 한 결과(박대식 등, 1996)에 비추어 농어촌 지역에서 건강관리를 할 수 있는 의료시설의 부족을 나타내 주고 있다고도

할 수 있을 것이다.

병원이용의 편리함으로 측정된 접근성이 소인성요인과 가능성요인을 통제한 상태에서 세 가지 필요요인에 모두 유의한 효과를 보였는데 여기서 편리함이란 지리적 상황과 교통상황을 내포하는 것으로 편리한 정도가 높은 경우에는 낮은 경우보다 병원서비스가 필요할 때 이를 지연시키지 않음으로써 건강문제 관리가 비교적 용이했을 것이므로 건강상태에 긍정적으로 작용했다고 생각된다.

가족으로부터 받는 대우의 정도로 측정된 가족도움이 낮은 경우 경제상태가 어렵다고 하였으며 스스로의 건강상태를 나쁘다고 한 것은 김시현 등(1985)의 사회적지지 정도가 높은 노인에서 건강문제 호소점수가 낮아 건강상태가 좋았다는 연구결과와 일치하였다. 또한 가족도움이 좋다고 인지한 노인에서 소인성, 가능성, 필요요인이 통제되었을 때 입원일수가 더 길게 나타난 것은 가족의 대우가 좋을 때 노인의 건강관리에 대한 지지가 보다 잘 이루어질 수 있으며 적기에 의료서비스를 이용할 뿐 아니라 서비스의 종료시기도 의사의 판단과 권유에 따른 시기에 이루어 질 수 있는 가능성이 많기 때문일 것이다. 이러한 결과는 노인에 대한 지속적인 가족지지의 중요성을 보여주고 있어 요즈음 우리나라의 노인을 위한 가족 부양기능이 약화되어 간다는 사실에 비추어 볼 때 노인에 대한 가족의 지지를 지속시켜줄 수 있는 방안의 강구가 정책적 면에서 필요하다고 본다. 또한 가족지지가 약화 또는 결여되어 있는 노인집단에 대해 가족지지를 보완하거나 대체할 수 있는 제도의 마련이 필요하다.

필요요인인 만성질환, 기능상태, 자가평가건강은 모두 입원일수에 유의한 총효과를 보였다. 만성질환의 직접효과는 유의하지 않았으나 Wolinsky(1978)는 전체인구를 대상으로 하여 만성질환의 유의한 효과를 보고했으며 비만성적 질환보다 만성질환이 입원치료를 요하는 성격이 있는 것으로 지적했다. 기능상태와 자가평가건강의 직접효과가 유의하게 나타난 것은 Wan(1982), Wan 과 Arling(1983), Eve(1988)의 연구결과와도 일치하는 경향을 보였다. 이는 입원치료가 이를 필요로 하는 노인에게 전달되고 있음을 보여주는 것으로 의료의 형평성을 위해서 필요요인의 효과가 아주 크게 나타나야 한다는 지적(Andersen 과 Newman, 1973)에 비추

어 바람직하다고 할 수 있겠으나 설명된 변량이 매우 적으므로 의료서비스의 형평성을 논하기 위해서는 설명되지 않은 부분을 보여 줄 수 있는 유용한 변수를 포함하는 모델이 재검토되어야 할 것이다.

모형의 최종 개념인 입원일수의 설명된 변량이 4%에 지나지 않았는데 Andersen 모형을 적용한 노인의 의료이용의 연구에서 입원일수를 종속변수로 한 미국의 연구들에서 15%가 설명된 Branch 등의 연구(1981)를 제외하고 대체로 4%에서 8%로 (Wan, 1982; Wan 과 Arling, 1983; Eve, 1988) 아주 낮게 나타났으며 전체인구를 대상으로 한 Wolinsky(1978)의 연구에서도 8%-10%로 설명된 변량이 낮아 이러한 결과와 비슷한 수준이었다.

본 연구에서 설명된 변량이 작게 나타난 것은 우선, Andersen의 모형에서 제시되었으나 생략된 태도·신념의 개념으로 건강에 대한 가치, 보건 의료 서비스에 대한 태도와 지식 등의 변수가 사용되지 않은 것을 지적할 수 있겠다. 개념의 측정과 관련하여 측정변수는 대체로 면접당시의 상태이지만 입원일수의 시간범위는 면접이전의 1년간을 포함하고 있어서 가능성요인과 필요요인의 변수중 시간에 따라 변화할 수 있는 변수의 경우는 입원당시의 상태를 정확하게 반영하지 못했을 수도 있다고 본다. 지난 2주간의 입원일수를 종속변수로 했을 때 1년의 기간으로 측정했을 때 보다 설명된 변량이 증가한 Wolinsky(1978)의 보고는 이를 뒷받침하고 있다. 한편, 1987년 도시에 거주하는 65세 이상 노인의 자료에서 1년간 입원율은 6.5%였으며 (조유향 등, 1988) 1995년 60세 이상 220명의 도시 영세노인에서는 22.2%로 나타났고(이수일 등, 1998) 본 연구에서 사용한 1994년 60세 이상 노인에서의 입원율은 10.6%로 지역사회에 거주하는 일반 노인인구를 대상으로 하는 경우 입원이 자주 발생하는 사건이 아니므로 이를 측정하는 시간범위의 단축은 어려울 것으로 생각된다.

설명된 변량이 낮은 또 다른 이유로는, 입원의 경우 환자 개인의 상태를 기초로 의사의 판단이 입원종료 시기를 결정하며 이러한 판단은 병원에서 주로 생리적, 병리적 임상검사 수치를 많이 반영하지만 본 연구에서 채택한 필요요인은 이러한 수치의 변동에 민감한 변화를 보이기 어려웠기 때문일 것으로 추측된다. 이에 관

련하여 질환의 중증도는 임상적 판단기준을 반영한다고 볼 수 있으므로 질환의 중증도를 나타내는 변수를 첨가하는 것이 모델의 설명력을 향상시킬 수 있을 것이다. 실제로 질환의 중증도는 도시영세지역과 농촌지역에서 모두 의사방문에 유의한 효과를 나타낸 바 있다 (이진희 등, 1998). 마지막으로, 낮은 설명변량은 또한 개인적인 요인들이 의료이용을 설명해 줄 수 있는 한계라고 볼 수 있으며 의료체계내의 기관의 특성, 의사들의 진료행태 같은 의료제공자 요인 등을 포함하는 것이 의료서비스 이용의 변이를 더 잘 나타내 줄 것이다.

VI. 결 론

행동모형은 Andersen에 의해 개발되었으며 가족의 다양한 의료이용 행태에 관한 경험적 연구에 적용되었다 (Andersen, 1968). 그 후 Andersen은 동료와 함께 의료이용의 개인적인 요인을 설명하는 모형으로 확장시켰으며 (Andersen 과 Newman, 1973) 주로 미국에서의 노인들의 의료이용 연구에 가장 많이 사용된 분석모형으로 알려져 있다 (Wan, 1989). 본 연구에서는 우리 나라 노인의 입원일수에 미치는 개인적 요인을 분석하기 위하여 행동모형에 기초한 입원일수 예측모형을 검증하였다. 개인적 요인으로 연령, 성, 교육수준, 결혼상태를 포함하는 소인성 요인과 거주지, 가족도움, 경제상태, 병원의 접근성을 나타내는 가능성 요인, 그리고 만성질환, 기능상태, 자가평가건강을 나타내는 필요요인이 설정되었다. 설정된 모형은 제주도 를 제외한 전국의 만 60세 이상 되는 노인가구를 대상으로 한 1994년의 표본조사 자료를 이용하여 공변량 구조 분석을 하였다.

분석결과, 소인성요인은 연령과 성의 가족도움에 대한 효과를 제외하고는 모두 가능성요인에 직접효과를 보였고 필요요인에는 연령과 성만이, 입원일수에는 성만이 직접효과가 있었다. 가능성요인에서 가족도움은 자가평가건강에, 경제상태는 만성질환과 자가평가건강에, 그리고 접근성은 만성질환, 기능상태, 자가평가건강에 모두 직접효과가 있었고 입원일수에는 거주지와 가족도움만 직접효과가 있었다. 입원일수에 대한 이들 가능성요인의 필요요인을 통한 간접효과는 모두 유의

하였으나 효과의 방향이 달라 총효과는 유의하지 않았다. 필요요인은 만성질환을 제외하고 입원일수에 직접 효과를 보였으며 필요요인 모두는 입원일수에 대한 유의한 총효과가 있었다.

이상의 결과에서 가족도움의 경제상태, 자가평가건강, 입원일수에 대한 효과는 노인의 건강관리에 있어서의 가족지지의 중요성을 강조해주고 있어 노인돌봄에 대한 가족역할의 감소에 대처하기 위해 우선 가족이 역할을 지속할 수 있도록 가족의 부담을 경감시켜줄 필요가 있으며 꼭 필요할 때는 가족역할을 대체할 수 있는 방안이 강구되어야 할 것으로 생각된다. 한편, 입원일수에 대한 직접효과에서 기능상태와 자가평가건강의 효과가 가장 크게 나타나 개인요인중 필요요인의 중요성을 지적해 주고 있으나 입원일수의 설명된 변량이 4%에 지나지 않아 검정된 모형이 다듬어져야 할 필요성이 제시되고 있다. 그 방향으로는 단일변수로 측정된 거주지, 가족도움, 접근성의 개념을 잘 나타내주는 측정변수를 첨가하여 한 개의 개념이 두 개 이상의 변수로 측정되도록 함이 필요하며 모형에 질환의 중증도와 의료제공자에 관련된 개념 등을 추가하는 것이 필요하다고 본다.

끝으로 본 연구는 입원기간의 개인적 요인만을 검토하였으나 앞으로는 입원발생과 입원 후 재원기간을 종속변수로 하는 연구와 공급자요인을 포함하는 모델에 대한 연구도 이루어져 노인인구의 입원서비스 이용에 대한 폭넓은 이해가 이루어질 필요가 있다고 본다.

참고문헌

김수춘, 서미경, 한달선, 현외성, 임종권, 오경석, 최성재 (1995), 노인복지의 현황과 정책과제, 한국보건사회연구원
 김시현, 지성애 (1985), 노인의 사회적 지지와 건강상태와의 관계 분석 연구, 중앙의대지, 10(1) : 123-137
 김정희 (1996), 한국노인의 신체적 건강과 사회인구요인, 한국노년학, 16(2) : 120-136
 남정자, 조맹계, 최은진 (1996), 한국인의 건강수준에 미치는 영향 분석, 한국보건사회연구원
 문옥륜 (1995), 노인보건제도와 노인간병요양원 제도

개발의 과제와 전망, 한국노년학, 15(1) : 181-212
 박대식, 정명채, 이영대, 김종숙 (1996), 농어촌의 노인 복지실태와 정책 방향, 한국농촌경제연구원
 배상수 (1993), 국민 건강의 결정 요인3: 질병예방 및 의료이용행태, 예방의학회지, 26(4) : 508-533
 이가옥, 서미경, 고경환, 박종돈 (1994), 노인생활실태 분석 및 정책과제, 한국보건사회연구원
 이수일, 조병만, 황인경, 김돈균, 김영실, 강수용, 차애리, 하이호 (1998), 도시 영세 노인들의 건강평가에 관한 연구, 대한보건협회학술지, 24(2) : 59-70
 이진희, 고기호, 김용식, 이정애 (1988), 일부 농촌주민과 도시영세민의 상병 및 의료이용에 관한 연구, 예방의학회지, 21(2) : 404-418
 조유향, 윤현숙 (1988), 노인에 대한 보건의료의 개발을 위한 조사연구, 한림대학 사회의학연구원
 차홍봉 (1993), 노인장기요양보호사업의 비교연구: 미국의 경험을 중심으로, 한국노년학, 13(1) : 99-118
 최정수, 남정자, 김태정, 계훈방 (1995), 한국인의 건강과 의료이용실태, 한국보건사회연구원
 Andersen, R., Newman, J.F. (1973), Societal and individual determinants of medical care utilization in the United States, Milbank Memorial Fund Quarterly, 51 : 95-124
 Andersen, R. A (1968), Behavioral model of families' use of health services, Research Series 25, Health Information Foundation
 Bollen, K.A., Liang, J. (1988), Some properties of Hoelter's CN, Sociological Methods & Research, 16(4) : 492-503
 Bollen, K.A. (1989), Structural equations with latent variables, New York : John Wiley & Sons
 Branch, L., Jette, A., Evashwick, C., Polansky, M., Rowe, G., Diehr, P. (1981), Toward understanding elders' health

- service utilization, *Journal of Community Health*, 7(2) : 80-92
- Donabedian, A. (1973), *Aspects of medical care administration*, MA : Harvard University Press
- Eve, S.B. (1988), A longitudinal study of use of health care services among older women, *Journal of Gerontology*, 43(2) : M31-39
- Hoelter, J.W. (1983), The analysis of covariance structures: goodness-of-fit indices, *Sociological Methods & Research*, 11(3) : 325-344
- Jöreskog, K., Sörbom, D. (1993), *LISREL 8: structural equation modeling with the SIMPLIS command language*, Chicago : Scientific Software International, Inc.
- Long, J.S. (1983), *Covariance structure models: an introduction to LISREL*, Beverly Hills, CA : Sage Publications
- Shortell, S.M. (1984), Chapter 3. Factors associated with the use of health services, in S.J. Williams & P.R. Torrens (Eds.), *Introduction to health services*(2nd ed), New York : John Wiley & Sons, Inc.
- Wan, T.T.H., Arling, G. (1983), Differential use of health services among disabled elderly, *Research on Aging*, 5(3) : 411-431
- Wan, T.T.H. (1982), Use of health services by the elderly in low-income communities, *Milbank Memorial Fund Quarterly*, 60(1) : 82-107
- Wan, T.T.H. (1989), The behavioral model of health care utilization by older people, in M.G. Ory & K. Bond (Eds.), *Aging and health care: social science and policy perspectives*, New York : Routledge
- Wheaton, B. (1988), Assessment of fit in overidentified models with latent variables, in J.S. Long (Ed), *Common problems/proper solutions: avoiding error in quantitative research*, Newbury Park, CA : Sage Publications
- Wolinsky, F.D. (1978), Assessing the effects of predisposing, enabling, and illness-morbidity characteristics on health service utilization, *Journal of Health and Social Behavior*, 19(December) : 384-396

ABSTRACT

Individual Determinants of Hospital Days in Community-dwelling Elders

Jung Hee Kim (Dept. of Nursing, Inha University)

This study examines individual determinants of hospital days in community-dwelling elders by estimating a linear structural equation model based upon Andersen's behavioral model. Data were collected through a national survey of elders in Korea in 1994. The subjects for this secondary data analysis were 1687 non-institutionalized elders aged 60 years or older. Except for the effect of age and gender on family help, the predisposing components had direct effects on the enabling components. Of the effects of the enabling components, family help had a direct effect on self-evaluated health; economic status had a direct effect on chronic disease and self-evaluated health; and access had a direct effect on chronic disease, functional health status and self-evaluated health. Of the enabling components, residence and family help directly affected hospital days. Self-evaluated health revealed the greatest direct effect on hospital days followed by functional health. Overall, the effects of the predisposing components and the enabling components on hospital days were not prominent. Since the model explained only 4% of the variance in hospital days, the magnitude of the effect of the need components cannot be judged in terms of equity of distribution of health services. In particular, the effect of family help in the model reveals the importance of family support in health management of elders. The implications of these analyses for improving the proposed model of hospital days were discussed.