

한국노인의 건강행위 예측모형구축*

박영주** · 이숙자*** · 박은숙** · 장성옥****

I. 서 론

1. 연구의 필요성

최근 우리나라는 노령인구가 절대수는 물론 전체 인口中에서 차지하는 비율이 급격하게 증가하고 있다. 구체적인 전망에 의하면 1999년 65세이상 노인 인구의 비율은 6.8%, 2000년에는 7.1%, 그리고 2020년에는 13.2%에 도달할 것으로 예측되고 있어 고령화 사회에 대비한 적절한 건강관리 모형개발이 요구되고 있다(보건복지부, 1997; 김수춘, 임종권, 서미경, 오경석, 1995).

그동안 국내 간호학 분야에서의 노인 연구는 1990년대 이후 급격한 양적, 질적인 향상을 보이고 있다. 그러나 이러한 개념들의 연구 접근(이영단 등, 1998)은 대부분 노인의 대표적인 문제인 질병, 빈곤, 고독 및 죽음의 문제들을 부분적, 단편적 시각에서 접근하고 있다. 즉 노인의 신체적 문제와 심리 사회적 문제를 이분화하여 각 문제를 독립적으로 다루고 있으며, 각 문제의 접근에서도 단편적인 측면에서 제문제를 다루고 있어 노인의 건강행위와 관련된 통합적 접근이 필요하다.

건강행위는 건강을 보호하고 증진하기 위해 취해진 행위로서 목표지향적 활동의 한 형태이며 다자원적이고 개인적이고 자발적인 건강행위이며 행위예측을 위해 가장 중요한 가치를 지닌 개념이다(Steel & McBroom,

1972; Eiser & Gentle, 1988). 따라서 본 연구는 건강행위를 사회문화적 맥락내에서 또한 개인의 발달과정내에서 개인의 건강의 의미에 따라 통합성을 추구해나가는 행위로 전제하고, 기존의 노인 관련 연구에서 경험적으로 검증되거나, 관련 연구결과로부터 논리적 추정에 근거하여 신체, 심리, 사회적 요인으로 노인의 건강행위를 예측하는 가설적 모형을 구성하고, 이들 요인들의 상대적 기여도를 확인함으로써 향후 노인 건강행위 증진을 위한 간호전략 모색의 기초자료를 제공하고자 한다.

2. 연구목적

본 연구의 구체적 목적은 다음과 같다.

- 1) 노인의 건강행위와 관련된 변수들간의 상호 인과관계를 설명하는 가설적 모형을 구성한다.
- 2) 노인의 건강행위에 영향을 미치는 변수들간의 상대적 기여도를 확인한다.
- 3) 가설적 모형과 실제 자료간의 부합도 검정을 통해 우리나라 노인의 건강행위를 설명하고 예측하는 수정 모형을 제시한다.

3. 용어의 정의

1) 건강행위

* 본 연구는 1997년도 고려대학교 의과학연구원 지원 연구비에 의해 수행됨

** 고려대학교 간호대학 부교수

*** 고려대학교 간호대학 교수

**** 고려대학교 간호대학 연구강사

개인이 건강을 관리하고 기능을 유지 증진하기 위한 건강행위(Pender, 1990)로, 본 연구에서는 최영희와 김순이(1997)가 개발한 한국 노인 건강행위 사정도구로 측정된 점수를 의미한다.

2) 지각된 건강 상태

현재 자신의 건강에 대한 주관적 평가로, 본 연구에서는 노인이 자신의 정서적 또는 정신적 건강상태와 신체적 건강상태에 대한 주관적인 평가를 의미한다.

3) 무력감

개인이 자신이나 환경 또는 곧 직면할 상황을 자신이 통제할 수 없음을 지각한 상태로(Miller, 1983), 본 연구에서는 Miller(1983)가 개발한 무력감 측정도구로 측정된 점수를 의미한다.

4) 자아통합감

개인이 노년기로 접어들면서 갖게되는 조화된 궁극적 심리적 안녕상태로, 본 연구에서는 김정순(1989)이 개발한 자아통합감 측정도구로 측정된 점수를 의미한다.

5) 사회적 지지

대상자가 대인관계적 상호작용을 통해서 받는 물질적, 정신적 도움으로(Norbeck, Lindsey & Carrieri, 1981). 본 연구에서는 Brandt & Weinert(1985)에 의해 개발된 인적자원도구(Personal resource questionnaire : PRQ)로 측정된 점수를 의미한다.

6) 사회적 활동

한 개인이 역할을 수행하는 사회적 관계를 맺는 과정에서 일어나는 모든 형태의 행위와 사고로(장인협, 최성재, 1987; Maddox 1963), 본 연구에서는 김정순(1988)이 개발한 사회적 활동 측정도구로 측정된 점수를 의미한다.

II. 문헌 고찰

건강증진은 간호의 기본 개념으로, 건강행위는 건강에 대한 어떤 특별한 위협을 제거하기 위함보다는 건강에 적응하는 수준을 높이는 것으로 건강한 생활방식을 통하여 얻어질 수 있다(Pender, 1987; Duffy, 1988; 이차옥, 1983; 여운승, 1988).

노인의 건강생활양식이라할 때 일반적으로 노인은 질

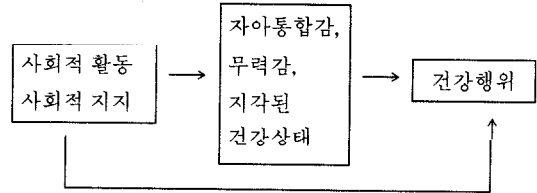
병에 걸리기 쉽고 의존적인 사람으로 보아 노인의 건강 생활양식에 대해 논의하는 것은 적절치 않다고 생각해왔다(Kee, 1984). 그 이유로 Minkler와 Pasick(1986)은 건강한 생활양식의 궁극목적이 수명을 연장하고 만성질환을 예방하고 신체노화증상을 예방하여 젊게 살고자 하는 데 있었기 때문으로 설명하고 있다. 그러나 노인들의 수명이 연장됨에 따라 노년기에도 인간적인 삶의 질을 유지하면서 사는 것이 의미를 갖게 됨에 따라 건강관리의 목표는 노인 개개인에게 노화라고 하는 조건에서 최대한으로 자립성을 보호하고 유지하게 건강행위를 기본으로 하는 성공적인 노화를 지향하고 있다. 기존의 노인의 건강행위관련 연구에서는 다른 연령층과 비교하여 노인들이 어떠한 종류의 건강행위를 하는가에 대한 연구(Branch & Jette, 1984; Wilson & Elinson, 1981; Reed, 1983; Laffrey, 1990)가 단편적으로 제시되고 있다. 성공적인 노화를 예측하려는 기존의 연구들에서 또한 제시되는 개념으로는 먼저 활동이론(Havighust & Albrecht, 1963)에 근거하여 노인들의 사회적 활동 참여 수준이 매우 중요한 것으로 제시되고 있다(Lemon, Bengtson & Peterson, 1972; Larson, 1978; Maddox, 1963). 사회적 활동에서도 사회적 활동의 양보다는 지지적 관계 형성을 통해 정서적 지지를 제공하는 사회적 활동의 질이 더욱 중요한 요인이 되는 것으로 보고되고 있다(Lowenthal & Haven, 1968; Ward, Sherman & Lagory, 1984; Baldassare, Rosenfield & Cook, 1984; Simon, 1984). 이외에도 노인의 건강상태가 중요한 요인으로 고려되는데 이때 노인의 건강상태에 대한 평가기준은 실제적이고 객관적인 건강상태보다는 노인 개개인이 느끼는 주관적인 건강 지각이 더욱 중요하다고 보고되고 있다(Baur & Okun, 1983; Palmore & Luikart, 1972). 또한 Cutler(1973)는 노인의 생활만족도와 긍정적인 관계에 있는 가장 중요한 요인을 건강과 사회적 지지라고 보고하고 있으며 노인에게 있어서 사회적 지지의 중요성에 대한 보고중에 Biegel, Shore와 Gordon(1984)은 노인은 다른 집단보다 사회적 지지를 더 많이 요구한다고 제시되어 있어 사회적지지 역시 노인의 안녕에 영향을 주는 주요 요인이 된다. 그외의 제요인으로서는 노인의 경제적 수입, 결혼상태가 노인의 생활만족과 적응에 영향을 미치는 요소로 보고되고 있다(장상희, 1983; Powers, 1988, 김명자, 1982; 김태현, 1981)

또한 노인에 있어서 자아통합감이란 한 개인이 노년기로 접어들게 됨에 따라 습득하도록 사회로부터 요구되어지는 기술과 능력에 대한 성공적인 적응의 결과로

보고되어지고 있다(Havighust, 1977). 한편 노인의 건강증진행위 관련 요인에 대한 연구결과에 의하면 노인은 청년이나 중년에 비해 충분한 자원을 가지지 못하므로 신체적, 심리적, 사회적 스트레스원에 대한 대처할 능력이 감소되고 결국 노인은 점차 무력감에 빠지는 것으로 보고된다(Miller, 1983 ; Wondolowski, 1991).

따라서 국내의 연구를 통해볼 때 노인에서의 건강행위는 노인의 경제상태, 결혼상태 등의 인구학적 특성 뿐 아니라 건강에 대한 개념, 지각된 건강상태 등의 신체적 상태, 사회적 활동, 사회적지지 등의 사회적 개념 및 자아통합감, 자존감 및 소외감등의 심리적 개념 등이 관련된 행위라고 할 수 있다(김성혜, 1993 ; 김미옥, 1987 ; 박은숙등, 1998 ; Muhlenkamp, Brown & Sands, 1985).

림 1). 한국 노인의 건강행위를 노인의 사회적 활동, 사회적 지지, 자아통합감, 무력감 및 지각된 건강상태로 설명하는 개념적 기틀을 구성하였다.



〈그림 1〉 본 연구의 개념적 기틀

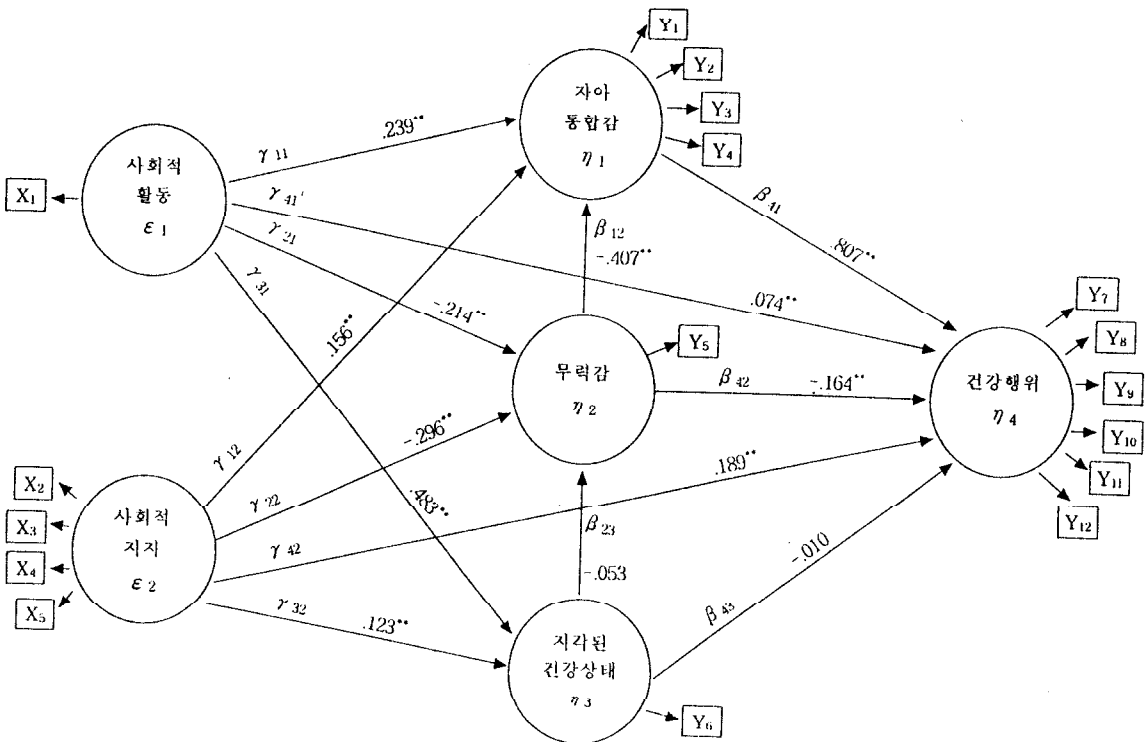
2. 가설적 모형 및 가설

이상의 개념적 기틀을 근거로 본 연구의 가설적 모형은 2개의 외생변수(사회적 활동, 사회적지지)와 4개의 내생변수(자아통합감, 무력감, 지각된 건강상태, 건강행위)로 구성되었으며(그림 2), 이로부터 도출된 가설은 다음과 같다.

Ⅲ. 본 연구의 개념적 기틀 및 가설적 모형

1. 본 연구의 개념적 기틀

본 연구의 개념적 기틀은 관련 선행연구를 근거로(그



〈그림 2〉 본 연구의 가설적 모형

1) 자아통합감을 내생변수로 하는 가설

- (1) 노인의 사회적 활동 점수가 높으면 자아통합감 점수가 높을 것이다.
- (2) 노인의 사회적 지지 점수가 높으면 자아통합감 점수가 높을 것이다.
- (3) 노인의 무력감 점수가 높으면 자아통합감 점수가 낮을 것이다.

2) 무력감을 내생변수로 하는 가설

- (1) 노인의 사회적 활동 점수가 높으면 무력감 점수가 낮을 것이다.
- (2) 노인의 사회적 지지점수가 높으면 무력감 점수가 낮을 것이다.
- (3) 노인의 지각된 건강상태 점수가 높으면 무력감 점수가 낮을 것이다.

3) 지각된 건강상태를 내생변수로 하는 가설

- (1) 노인의 사회적 활동 점수가 높으면 지각된 건강상태 점수가 높을 것이다.
- (2) 노인의 사회적 지지점수가 높으면 지각된 건강상태 점수가 높을 것이다.

4) 건강행위를 내생변수로 하는 가설

- (1) 노인의 사회적 활동 점수가 높으면 건강행위 점수가 높을 것이다.
- (2) 노인의 사회적 지지 점수가 높으면 건강행위 점수가 높을 것이다.
- (3) 노인의 자아통합감 점수가 높으면 건강행위 점수가 높을 것이다.
- (4) 노인의 무력감 점수가 높으면 건강행위 점수가 낮을 것이다.
- (5) 노인의 지각된 건강상태 점수가 높으면 건강행위 점수가 높을 것이다.

V. 연구 방법

1. 연구 설계

본 연구는 노인의 건강행위를 예측하는 인과모형을 검정하기 위한 공변량 구조분석 연구(Covariance structure modeling)이다.

2. 연구대상 및 표집

본 연구의 대상자는 서울시내 강북 소재의 4개 구에 거주하는 60세이상의 노인중 임의표집하였으며, 연구 목적을 이해하고 참여를 수락한 251명을 대상으로 하였다.

3. 연구 도구

1) 일반적 특성 질문지

본 연구에서 이용된 일반적 특성 질문지는 노인의 인구사회학적 특성을 묻는 10문항으로 구성되었다.

2) 건강행위 사정도구

본 연구에서는 노인의 건강증진행위를 측정하기 위해 최영희와 김순이(1997)가 개발한 한국노인의 건강행위 사정도구를 이용하였다. 본 도구는 '매우 그렇다' 5점에서 '전혀 그렇지 않다.'의 5점척도로, 최저 28점에서 최고 140점의 점수분포를 가지며, 점수가 높을수록 건강행위를 잘 수행하고 있음을 의미한다.

본 연구에서는 내적일관성 신뢰도 계수 Cronbach's alpha가 .92이었으며, 영역별 신뢰도는 '적절하게 일하기' .75, '관계망 형성하기' .89, '체력 유지하기' .80, '적당히 몸 움직이기' .80, '평안 마음 유지하기' .89, '노인다운 마음 유지하기' .86로 나타났다.

3) 자아통합감 측정도구

본 연구에서는 노인의 자아통합감을 측정하기 위해 짐정순(1989)이 개발한 자아통합감 도구를 이용하였다. 이 도구는 6영역 25문항을 이용하였으며, 응답범위는 '전혀 그렇지 않다.' 1점에서 '매우 그렇다.' 5점으로 점수범위는 최저 25점에서 최고 125점의 점수분포를 가지며, 점수가 높을수록 자아통합감이 높음을 의미한다. 본 연구에서의 내적일관성 신뢰도 cronbach's alpha는 .93 이었고, 구체적으로는 '현재생활에 대한 만족' .86, '지혜로운 삶' .80, '생에 대한 태도' .76, '노령에 대한 수용' .72로 나타났다.

4) 무력감 측정도구

본 연구에서는 노인의 무력감을 측정하기 위해 Miller (1983)가 개발한 무력감 사정도구를 이용하였다. 이 도구는 응답범위는 '전혀 그렇지 않다.' 1점에서 '매우 그렇다.' 5점으로, 최저 16점에서 최고 80점의 점수분포를 보이며, 점수가 높을수록 무력감이 높음을 의미한다. 본 연구에서의 내적 일관성 신뢰도 Cronbach's alpha는

.80이었다.

5) 지각된 건강상태

본 연구에서는 노인의 지각된 건강상태를 측정하기 위해 본 연구자들이 고안한 노인의 주관적인 정서 또는 정신 건강상태와 신체적 건강상태를 묻는 2분항을 이용하였다. 각 문항은 주관적인 건강상태를 '매우 좋다' 5점에서 '매우 나쁘다' 1점의 5점 척도로 측정하였으며, 점수가 높을수록 주관적 건강상태가 높음을 의미한다.

6) 사회적 활동 측정도구

본 연구에서는 노인의 사회적 역할을 측정하기 위해 김정순(1990)이 개발한 사회적 활동 측정도구를 이용하였다. 이 도구는 5점의 서술형 평정척도이며, 점수범위는 최저 31점에서 최고 165점으로 점수가 높을수록 사회적 활동이 활발함을 의미한다. 본 연구에서의 내적일관성 신뢰도는 Cronbach's alpha가 .93이었고 구체적으로는 '조부모 역할' .88, '부모 역할' .78, '배우자 역할' .90, '친구/친척 역할' .89, '단체성원 역할' .80으로 나타났다.

7) 사회적 지지 측정도구

본 연구에서는 노인의 사회적 지지정도를 측정하기 위해 Brandt & Weinert(1985)에 의해 개발된 PRQ II 부를 이용하였다. 응답범위는 '매우 그렇다.' 7점에서 '전혀 그렇지 않다.' 1점의 7점척도로 최저 20점에서 최고 140점의 점수분포를 보이며 점수가 높을수록 사회적 지지 정도가 높음을 의미한다. 본 연구에서의 내적일관성 신뢰도는 Cronbach's alpha가 .96였고, 차원별로는 '애착/친밀성' .86, '사회적 통합' .81, '가치감' .87, '조력' .85로 나타났다.

4. 자료수집방법

본 연구의 자료수집은 1998년 6월 1일부터 7월 15일까지였으며, 서울시내 강북소재의 4개구의 재가 노인을 대상으로 수집되었다. 자료수집방법은 의사소통이 가능한 노인 대상자에게 연구의 목적과 취지를 설명하고 동의를 구한 후 연구대상자로 수탁한 노인을 대상으로 하였다. 연구대상자가 노인이므로 본조사에 앞서 연구자 4인과 연구조원 6인간에 질문지 작성방법에 대한 조사자간 신뢰도를 높이기 위하여 자료수집방법에 대한 프로토콜을 작성하였고 시범을 거친 후 본 자료수집에서는 연구조원이 질문지를 읽어주고 이해를 시키후에 연

구조원이 직접 질문지에 기입하였다. 자료수집에 소요된 시간은 평균 30-40분이었다.

5. 자료분석방법

수집된 자료는 pc-SAS program과 LISREL 8.0을 이용하였다.

- 1) pc-SAS program을 이용하여 대상자의 인구사회학적 특성 및 연구변수에 대한 서술적 통계, 연구변수간의 상관관계를 구하였다.
- 2) LISREL 입력 자료는 상관관계 행렬을 이용하였으며, LISREL 8.0 program을 이용하여 가설적 모형의 부합도 검정 및 가설검정을 하였다.

V. 연구 결과

1. 대상자의 일반적 특성

본 연구 대상자의 일반적 특성은 다음과 같다(표 1).

노인의 성별은 남성 33.5%(85명), 여성 66.5%(169명)이었으며, 평균연령은 76.1세로, 범위는 61세에서 93세였다. 종교가 없는 노인은 31.1%(79명)이었고, 있는 노인은 불교 27.6%(70명), 기독교 16.5%(42명)이었다. 학력에 있어서는 무학이 50.8%(129명)이었으며, 초등학교 중퇴나 졸업이 34.6%(88명)로 나타났다. 결혼상태는 사별이 68.5%(174명), 현재 같이 살고있는 경우가 31.5%(80명)이었다. 자녀의 수는 평균 4.2명으로 4-6명이 50.4%(128명)이었다. 현재 직업이 없는 노인은 92.5%(235명)이었고, 월평균 용돈은 18.8만원으로 범위는 전혀 없는 경우에서부터 300만원이었다.

2. 연구변수의 서술적 통계

본 연구변수의 서술적 통계결과를 보면, 먼저 외생변수 중 사회적 활동은 3.01, 사회적 지지는 4.77로 중정도의 수준이었으며, 내생변수는 자아통합감이 3.13, 주관적 건강상태 3.01, 무력감 2.40은 모두 중정도의 수준을 나타낸 반면, 건강행위는 4.00으로 비교적 높은 건강행위를 수행하고 있는 것으로 나타났다(표 2).

3. 가설적 모형의 검정

- 1) 가설적 모형의 부합도 검정

〈표 1〉 대상자의 일반적 특성

수 : 254명

특 성 구 분	빈도(%)	평 균 (표준편차, 범위)
성 별	남	85(33.5)
	여	169(66.5)
연령(세)	61 - 70	56(22.0)
	71 - 80	76.1
	81 - 90	(6.3, 61.0 - 93.0)
	91 이상	
종 교	기독교	42(16.5)
	가톨릭	61(24.0)
	불 교	70(27.6)
	없음	79(31.1)
	기타	2(.8)
학 력	무학	129(50.8)
	초등학교 중퇴/졸업	88(33.6)
	중학교 중퇴/졸업	19(9.5)
	고등학교 중퇴/졸업	10(3.9)
	대학교 중퇴/졸업	8(3.2)
결혼상태	결혼	80(31.5)
	사별	174(68.5)
자녀수 (명)		4.2 (2.0, 0 - 9)
월평균 용돈(만원)	10만원 이하	155(61.0)
	11 - 20	18.8
	21 - 30	(27.3, 0 - 300)
	31 - 40	
	41 - 50	
	51 이상	
직 업	무	235(92.5)
	유	17(6.7)

본 연구에서 설정된 가설적 모형의 전반적인 모형 적합도 검정 결과는 X^2 값이 249.83(df=83, $p=.00$)로 가설적 모형이 실제 행렬(경험적 자료)과 잘 부합되지 않는 결과를 보여주고 있다. 세부적 부합지수에서는 원소 간 평균 자승잔차(RMR) .07로 본 연구 분석에서 상관관계 행렬을 이용하고 있는 점을 고려한다면 0.05보다 커서 좋은 부합지수는 아니다. 반면에 기초부합지수(GFI)는 .90, 비표준 부합지수(NNFI)는 .92, 표준부합지수(NFI)도 .91로 .90보다 커서 좋은 모형의 부합도를 보이는 결과를 보여주고 있다. 그러나 본 연구에서 전반적 부합지수인 X^2 값은 모델이 실제 자료를 잘 설명하고 있어도 표본의 크기가 큰 경우(200이상) 모델과 실제 자료의 근소한 차이에도 민감한 차이를 보일 수 있다는 점

(이순목, 1990; 조선배, 1996)을 감안한다면, 본 연구의 가설적 모형의 부합도는 좋다고 해석 가능하다. 한편, 간명부합지수인 수정부합지수(AGFI)가 .82로 권장기준인 .90을 만족하지 못하고, 표준 카이자승치(Normed X^2)가 3.0이어서 간명모델에 대한 조건부 지지를 보이고 있어서 모델 수정의 필요성을 제시한다고 할 수 있다.

〈표 2〉 연구변수의 서술적 통계

변 수	평균	표준편차	최소	최대
주관적 건강상태	3.01	.96	1.00	5.00
사회적 활동	3.01	.71	1.00	4.71
조부모 역할	2.93	.89	1.00	4.67
부모 역할	2.98	.74	1.00	5.00
배우자 역할	3.67	.96	1.00	5.00
친구/친척 역할	2.94	.94	1.00	5.00
단체성원 역할	2.87	1.16	1.00	5.00
사회적 지지	4.77	1.34	1.00	7.00
애착/친밀성	4.91	1.54	1.00	7.00
사회적 통합	4.95	1.41	1.00	7.00
가치감	4.91	1.47	1.00	7.00
조 력	4.73	1.61	1.00	7.00
자아통합감	3.13	.77	1.08	5.00
현재 생활만족	3.40	.92	1.13	5.00
지혜로운 삶	3.09	.85	1.14	5.00
생에 대한 태도	3.06	.86	1.00	5.00
노령에 대한 수용	2.79	.91	1.00	5.00
무력감	2.40	.61	1.06	3.94
건강행위	4.00	.63	1.93	5.00
적절하게 일하기	3.86	.89	1.50	5.00
관계망 형성하기	3.81	.96	1.00	5.00
체력 유지하기	4.31	.83	1.50	5.00
적당히 몸 움직이기	3.93	1.05	1.00	5.00
평안마음 유지하기	3.98	1.03	1.00	5.00
노인마음 유지하기	4.11	.73	1.86	5.00

2) 가설적 모형의 특징수 추정치(parameter estimate) 및 총효과

가설적 모형의 각 변수의 특징수(Beta, Gamma)의 값과 각 내생변수의 다중 상관자승치(SMC) 및 본 가설적 모형에 대한 경로도해(path diagram)는 다음과 같다(표 3, 그림 2). 각 변수의 특징수의 값의 통계적 유의성은 t 값의 절대값이 1.96($p<.05$)을 기준으로 판단하였다. 먼저, 자아통합감에 통계적으로 유의하게 직접적

〈표 3〉 가설적 모형의 각 예측변수의 효과계수(effect efficient)

내생변수	예측변수	직접효과(t값)	간접효과(t값)	총효과(t값)	SMC
자아통합감	사회적 활동	.239(4.528)**	.097(3.241)**	.336(5.907)**	.437
	사회적 지지	.156(3.290)**	.123(4.050)**	.279(5.319)**	
	무력감	-.407(-7.469)**		-.407(-7.469)**	
무력감	사회적 활동	-.214(-2.868)**	-.026(-.863)	-.239(-3.516)**	.264
	사회적 지지	-.296(-4.709)**	-.006(-.767)	-.303(-4.816)**	
	지각된 건강상태	-.053(-.863)		-.053(-.863)	
건강인지	사회적 활동	.483(7.215)**	-	.483(7.215)**	.331
	사회적 지지	.123(2.007)*	-	.123(2.007)*	
건강행위	사회적 활동	.074(2.391)*	.064(3.102)**	.138(3.834)**	.171
	사회적 지지	.189(5.399)**	.073(4.049)**	.262(5.878)**	
	자아통합감	.087(3.592)**	-	.087(3.592)**	
	무력감	-.164(-5.003)**	-.036(-3.139)**	-.200(5.852)**	
	지각된 건강상태	-.010(-.429)	.011(.855)	.001(.027)	

*p<.05, **p<.01

인 영향을 준 예측변수는 사회적 활동, 사회적 지지, 무력감으로 나타났다. 구체적으로 보면 사회적 활동은 자아통합감에 미치는 직접효과($\gamma_{11}=.239, t=4.528$), 건강인지, 무력감을 통한 간접효과($.097, t=3.241$) 및 총효과($.336, t=5.907$) 모두 유의하였으며, 사회적 지지도 직접효과($\gamma_{12}=.156, t=3.290$), 간접효과($.123, t=4.050$) 및 총효과($.279, t=5.319$)가 유의했고, 무력감은 직접효과($\beta_{12}=-.407, t=-7.469$)가 통계적으로 유의했다. 이들 변수들에 의해 자아통합감이 설명되는 정도는 43.7% 이었다.

무력감에 통계적으로 유의하게 직접적인 영향을 준 예측변수는 사회적 활동과 사회적 지지였으며, 지각된 건강상태는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 구체적으로 보면 사회적 활동이 무력감에 미치는 직접효과($\gamma_{21}=-.214, t=-2.868$)와 총효과($-.239, t=-3.516$) 모두 통계적으로 유의했으며, 사회적 지지 역시 무력감에 미치는 직접효과($\gamma_{22}=-.296, t=-4.709$), 총효과($-.303, t=-4.816$) 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이들 변수가 무력감을 설명하는 정도는 26.4%인 것으로 나타났다.

노인의 지각된 건강상태에 유의하게 영향을 준 예측변수는 사회적 활동과 사회적 지지로 나타났다. 이를 구체적으로 보면, 사회적 활동은 지각된 건강상태에 미치는 직접효과($\gamma_{13}=.483, t=7.215$)와 총효과($.483, t=7.215$)는 통계적으로 유의했으며, 사회적 지지 역시 지

각된 건강상태에 미치는 직접효과($\gamma_{32}=.123, t=2.007$)와 총효과($.123, t=2.007$)가 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이들 변수가 지각된 건강상태를 설명하는 정도는 33.1%로 나타났다.

한편, 노인의 건강행위에 유의하게 직접적인 영향을 준 예측변수는 사회적 활동, 사회적 지지, 자아통합감 및 무력감이었으며, 이에 반해 지각된 건강상태는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 구체적으로는 사회적 활동은 노인의 건강행위에 미치는 직접효과($\gamma_{41}=.074, t=2.391$), 지각된 건강상태, 무력감을 통한 간접효과($.064, t=3.102$) 및 총효과($.138, t=3.834$)가 모두 유의했으며, 사회적 지지는 직접효과($\gamma_{42}=.189, t=5.399$), 지각된 건강상태, 무력감, 자아통합감을 통한 간접효과($.073, t=4.049$) 및 총효과($.262, t=5.878$)가 유의한 것으로 나타났다. 자아통합감은 건강행위에 미치는 직접효과($\beta_{41}=.087, t=3.592$)와 총효과($.087, t=3.592$)가 유의했으며, 무력감 역시 건강행위에 미치는 직접효과($\beta_{42}=-.164, t=-5.003$), 간접효과($-.036, t=-3.139$) 및 총효과($-.200, t=-5.852$)가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 그러니 지각된 건강상태는 직접효과($\beta_{43}=-.010, t=-.429$), 간접효과($.011, t=.855$) 및 총효과($.001, t=.027$) 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이들 변수가 노인의 건강행위를 설명하는 정도는 17.1%인 것으로 나타났다.

4. 모형의 수정

본 연구에서는 통계적 유의성과 이론적 의미를 고려하고 실재를 설명하는데 가장 근접하면서도 간명한 모델로 가설적 모델을 수정하였다. 따라서 모델의 부합도와 산형도를 높이기 위하여 동세적 유의성이 없는 변수를 제거하였다. 결과적으로 제거된 경로는 지각된 건강상태에서 무력감으로 가는 경로와 지각된 건강상태에서 건강행위로 가는 직접 경로였다.

이상의 모형 수정 결과 수정모형의 부합도는 전반적 부합도 X^2 값이 250.76(df=85, p=.00), GFI .90, RMR .07, NNFI .92, NFI .92, AGFI .82였으며, Q-plot은 비교적 기울기가 1에 근사한 모형을 나타내 부합도에서는 별 변화가 없으나 잔명도가 높아진 모델을 나타냈다. 이상의 수정모형의 각 특징수(Beta, Gamma)의 값과 그 t값, 내생변수의 다중상관자승치 및 수정모형에서 제변수가 내생변수에 미치는 직접효과 및 총효과는 다음과 같다(표 4, 그림 3).

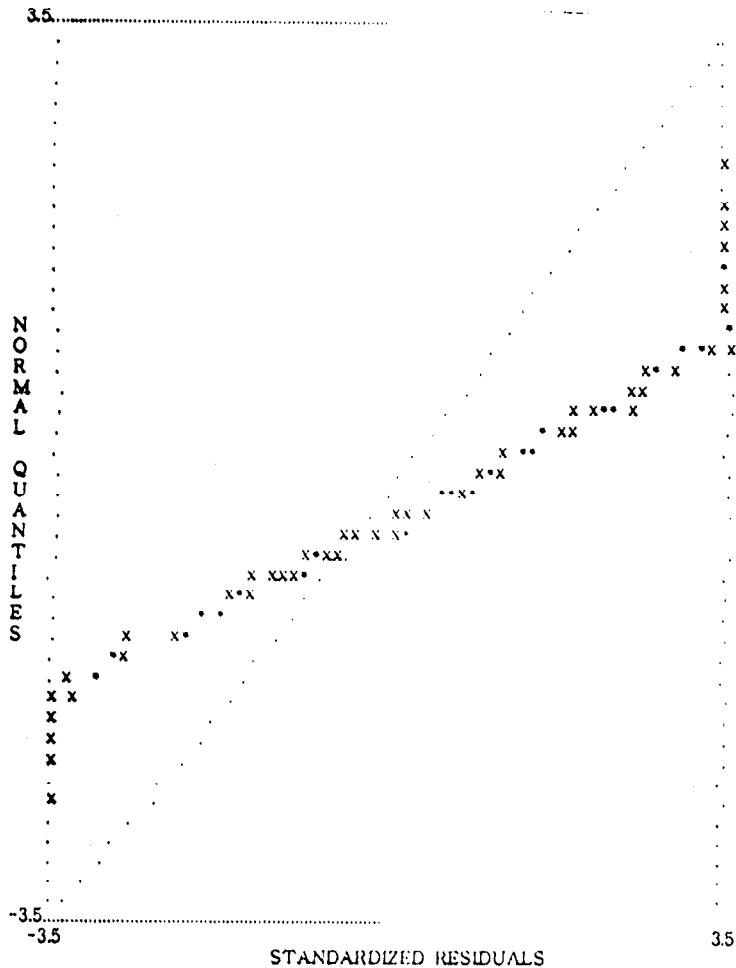
VI. 논 의

본 연구는 노인의 신체적, 심리적, 사회적 요인이 노인의 건강행위를 설명하는 가설적 모형을 구축하고 이상호인과모형의 부합도를 검정하였다. 그 결과 노인의 사회적 활동과 주관적으로 지각한 사회적지지는 노인의 자아통합감에 긍정적으로, 무력감에는 부정적으로 영

향하며 그리고 노인의 건강행위에 긍정적으로 영향하는 것으로 나타났다. 또한 자아통합감과 무력감 역시 노인의 건강행위에 유의한 직접효과가 있는 것으로 나타나 노인의 건강행위는 노인의 심리적, 사회적 상태에 의해 영향받는 것으로 나타났다. 이는 노인들이 자아통합감을 이루기 위해서는 의미있는 타인과 진실한 관계 형성을 통해 사회적 역할 활동 수준을 증진시켜주는 것은 노년기의 상실과 변화에 적응하도록 도움으로서 노인의 무력감, 소외감 및 정체감의 위기를 중재하고 자아통합감에 도달하게 할 수 있다는 기존의 보고(윤진, 1994; 이영희, 1994)에 대한 경험적 검정력을 높여주는 결과라 할 수 있다. 그러나 기대와는 달리 노인의 지각된 건강상태는 무력감과 건강행위에 대한 직접효과가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 노인은 다른 연령층과는 달리 신체적 질환을 노화과정의 자연스런 과정으로 받아들이는 즉 맥락적 특성을 수용하는 건강 개념을 갖고 있다는 증거라고 사료될 수 있다. 결론적으로 본 연구결과는 노인의 사회적 활동 및 사회적지지가 노인의 자아통합감을 증진시키고, 무력감을 줄이며 나아가 노인의 건강행위를 증진시킬 수 있다는 경험적 검증 결과를 제시하고 있기 때문에 노인의 보건의료 확대 뿐아니라 노령인구의 자원봉사 활동을 통한 사회적 활동 참여가 증대될 수 있도록 하는 정책수립이 요구된다. 특히 본 연구결과 노인의 자아통합감은 사회적 활동, 사회적 지지 및 무력감이 직접효과를 가지며, 이들 변수에 의한 자아통합감의 설명력은 43.6%로

〈표 4〉 수정모형의 각 예측변수의 효과계수(effect efficient)

내생변수	예측변수	직접효과(t값)	간접효과(t값)	총효과(t값)	SMC
자아통합감	사회적 활동	.239(4.522)	.098(3.246)	.336(5.903)	.436
	사회적 지지	.156(3.277)	.123(4.034)	.278(5.294)	
	무력감	-.407(-7.466)		-.407(-7.466)	
	건강인지	-	.022(.858)	.022(.858)	
무력감	사회적 활동	-.240(-3.523)	-.026(-.863)	-.240(-3.523)	.261
	사회적 지지	-.301(-4.791)	-.006(-.767)	-.301(-4.791)	
	건강인지	-.053(-.863)		-.053(-.863)	
건강인지	사회적 활동	.484(7.253)	-	.483(7.253)	.331
	사회적 지지	.121(2.008)	-	.123(2.008)	
건강행위	사회적 활동	.069(2.410)	.069(3.877)	.138(3.832)	.171
	사회적 지지	.189(5.400)	.074(4.105)	.262(5.876)	
	자아통합감	.085(3.544)	-	.085(3.544)	
	무력감	-.166(-5.036)	-.035(-3.108)	-.201(-5.866)	
	건강인지	-.010(-.429)	.011(.855)	.001(.027)	



〈그림 3〉 수정모형의 Q-plot

비교적 높게 나타났기 때문에 이러한 노인의 사회적 활동을 증대 시키기 위한 구체적 전략의 수립은 시급한 것으로 보인다. 한편 노인의 건강행위에 사회적 활동과 사회적지지, 무력감 및 자아통합감이 미치는 설명력은 1%의 비교적 낮은 수준에 머무르고 있어서 노인의 건강행위와 관련된 다른 요인들을 포함하는 연구가 시도될 필요가 있다.

VI. 결론 및 제언

본 연구는 노인 관련 연구에서 경험적으로 검증되거나, 관련 연구결과로부터의 논리적 추정에 근거하여 노인의 신체, 심리, 사회적 요인이 건강행위를 설명하는

가설적 모형을 구성하고 이 모형의 부합도 검정을 통해 노인 건강행위 증진을 위한 전략을 모색하고자 시도되었다.

선행연구에 기초한 본 연구의 가설적 모형은 외생변수로 사회적 활동, 사회적지지가 내생변수로 자아통합감, 무력감, 지각된 건강상태 및 건강행위가 설정되었다.

연구 대상은 서울시내 강북 소재의 4개구에 거주하는 60세이상의 노인 254명을 대상으로 하였으며, 자료수집 기간은 1998년 6월 1일부터 7월 15일까지였다. 연구도구는 일반적 특성 질문지, 건강행위 사정도구(최등, 1997), 자아통합감 도구(김정순, 1988) 무력감 사정도구(Miller, 1983), 지각된 건강상태, 사회적 활동 도구(김정순, 1990), 사회적 지지 측정도구(Brandt &

Weinert, 1985)를 이용하였다. 자료분석방법은 pc-SAS Program을 이용하여 대상자의 인구사회학적 특성, 연구변수에 대한 서술적 통계 및 연구변수간의 상관관계를 구하였고, LISREL 8.0 Program을 이용하여 가설적 모형의 부합도 검정 및 가설검정을 하였다.

연구결과는 다음과 같다.

1. 연구변수의 서술적 통계결과는 외생변수중 사회적 활동 3.01, 사회적 지지 정도 4.77이었으며, 내생변수는 자아통합감 3.13, 주관적 건강상태 3.01, 무력감 2.40, 건강행위 4.00으로 나타났다.
 2. 본 연구에서 설정된 가설적 모형의 부합도 검정 결과는 $X^2=249.83(df=83, p=.00)$, $RMR=.07$, $GFI=.90$, $NNFI=.92$, $NFI=.91$ 으로 비교적 좋은 부합도를 보였다.
 3. 노인의 자아통합감에 통계적으로 유의하게 직접적인 영향을 준 예측변수는 사회적 활동, 사회적 지지, 무력감으로 나타났으며, 이들 변수가 자아통합감을 설명하는 정도는 43.7%이었다. 노인의 무력감에 통계적으로 유의하게 직접적인 영향을 준 예측변수는 사회적 활동과 사회적 지지였으며, 지각된 건강상태는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났고 이들 변수가 무력감을 설명하는 정도는 26.4%이었다. 노인의 지각된 건강상태에 유의하게 영향을 준 예측변수는 사회적 활동과 사회적 지지였으며, 이들 변수가 지각된 건강상태를 설명하는 정도는 33.1%이었다.
 4. 결론적으로 노인의 건강행위에 유의하게 직접적인 영향을 준 예측변수는 사회적 활동, 사회적 지지, 자아통합감 및 무력감이었으며, 지각된 건강상태는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이들 변수가 노인의 건강행위를 설명하는 정도는 17.1%이었다.
- 이상의 결과를 토대로 다음과 같이 제언한다.
- 1) 본 연구 결과 노인의 사회적 활동과 사회적 지지의 증대는 노인의 자아통합감이 무력감에 영향하고 이는 노인의 건강행위에 영향하는 것으로 나타났으므로 노인의 노인의 사회적 활동 및 사회적 지지 증진을 위한 구체적 전략이 모색되어야 한다.
 - 2) 본 연구에서 설정된 변수들로부터 요인의 건강행위 설명정도는 17.1%로 비교적 낮으므로 본 연구에서 검정되지 않은 요인들의 영향을 사정하는 연구가 향후 시도되기를 기대한다.

참 고 문 헌

- 김명자 (1982). 노인생활 만족도에 관한 연구. 대한가정학회지, 20(3), 45-54.
- 김미옥 (1987). 노인의 소외감과 신체적 노화에 관한 연구. 이화여자대학교 대학원 석사학위논문.
- 김성혜 (1993). 노인의 건강증진행위와 삶의 만족도와 의 관계연구-노인대학의 노인을 중심으로. 고려대학교 대학원 석사학위논문.
- 김수춘, 임종권, 서미경, 오경석 (1995). 고령화 사회를 향한 노인복지의 실천과제. 한국보건사회연구원 정책보고서.
- 김정순 (1989). 노인의 사회적 활동과 자아통합감에 관한 연구. 이화여자대학교 대학원.
- 김태현 (1981). 한국에 있어서의 노인부양에 관한 연구. 고려대학교 대학원 박사학위논문.
- 박은숙, 김순자, 김소인, 전영자, 이평숙, 김행자, 한금선 (1998). 노인의 건강증진 행위 및 삶의 질에 영향을 미치는 요인. 대한간호학회지, 28(3), 638-649.
- 보건복지부 (1997). 보건복지통계연보, 제 43호, 6-7.
- 이순목 (1990). 공변량구조분석. 서울: 성원사.
- 이영란, 김신미, 박혜옥, 박효미, 조계화, 노유자 (1998). 국내 노인간호연구 분석과 발전방향. 대한간호학회지, 28(3), 676-694.
- 조선배 (1996). LISREL 구조방정식모델. 서울: 영지문화사.
- 이영희 (1994). 한국노인의 건강생활양식. 간호학탐구, 3(2), 42-61.
- 이자옥 (1983). 우리나라 도시거주 가정수부의 라이프스타일에 관한 실증적 연구. 고려대학교 대학원 박사학위논문.
- 여운승 (1988). 생활양식 개념의 재정립을 통한 시장세분화 이론개발의 모색. 서울대학교 대학원 박사학위논문.
- 윤진 (1994). 장수는 집인가 축복인가. 간호학탐구, 3(2), 7-13.
- 상상희 (1983). 대도시 노인들의 생활만족에 관한 연구. 사회조사연구, 2(1), 49-64.
- 장인협, 최성재 (1987). 노인복지학. 서울: 서울대학교 출판부.
- 최영희, 김순이 (1997). 한국 노인의 건강행위 사정도구 개발. 대한간호학회지, 27(3), 601-613.

- Baldassare, M., Rosenfield, S., & Cook, K. (1984). The type of social relations predicting elderly wellbeing. Research on Aging, 6(4), 549-559.
- Baur, P. A., Morris A. O. (1983). Stability of life satisfaction in later life. The Gerontologist, 23(3), 261-265.
- Bigel, D. E., Shore, B. K., Gordon, E. (1984). Building support Networks for Eldery, Theory and Applications, Beverly Hill.
- Branch, L. G., Jette, A. M. (1984). Personal health practice and mortality among the elderly. AJPH, 74(10), 1126-1129.
- Cutler, S. J. (1973). Voluntary association participation and life satisfaction : a cautionary research note. Journal of Gerontology, 28(1), 96-100.
- Duffy, M. E. (1988). Determinants of health-promoting in midlife women. Nursing Research, 37(4), 358-361.
- Eiser, J. R., Gentle, P. (1988). Health behavior as goal-directed action. Journal of Behavioral Medicine, 11(6), 523-535.
- Havighust R. J., Albrecht, R (1953). Older people, New York: Longmans, Green and company.
- Havighust, R. J. (1977). A social psychological perspective on aging, Let's learn about aging : a book of readings, J. R. Barry and C. R. Wingrove(eds.), New York, Schenkman pub., comp., Znc. 139-148.
- Kee, C. (1984). A care for health promotion with the elderly. Nursing Clinics of North America, 19(2), 252-262.
- Laffery, S. C. (1990). An Exporiation of adult health behavior. Western Journal of Nursing Research, 12(4), 434-444.
- Larson, R. (1978). Thirty years of research of the subjective well-being of older Americans. Journal of Gerontology, 33(1), 109-129.
- Lemon, B. W., Bengtston, V. L., Peterson, J. A. (1972). An exploration of the activity theory of aging : activity types and life satisfaction among in-movers to a retirement community. Journal of Gerontology, 27(4), 511-523.
- Lowenthal, M., Haven, C. (1968). Interaction and adaptation : intimacy as a critical variable. American Sociological Review, 33(February), 20-30.
- Maddox, G. L. (1963). Activity and morale : a longitudinal study of selected elderly subjects. Social Forces, 42, 195-204.
- Miller, P. H. (1983). Theories of developmental psychology. W. H. Freeman, San Francisco.
- Minkler, M, Pasick, R. J. (1986). Health promotion and the elderly : A critical perspective on the past and future. In K. Dychtwald(Ed.), Wellness and health promotion for the elderly. Rochvill, MD: Aspen.
- Muhlenkamp, A. F., Brown, N. G., Sands, D. (1985). Determinants of Health promotion Activities in nursing clinic clients. NR, 34, 327-333.
- Norbeck, J. S., Lindsey, A. M., Carrieri, V. L. (1981). The development of instrument to measure social support. Nursing Research, 30(5), 264-269.
- Palmore, E., Luikart, C. (1972). The effects of aging on activities and attitudes. Gerontologist, 8, 259-263.
- Pender, N. J. (1990). Expressing health through lifestyle patterns. NSQ, 3(3), 115-122.
- Pender, N. J. (1987). Health promoting in nursing practice(2nd edi), Norwalk, CT: Appleton-Century-Crofts.
- Power, B. A. (1988). Social network, social support and elderly institutionalized people. ANS, 10(2), 40-57.
- Reed, P. G. (1983). Implications of the life-span development framework for well-being in adulthood and aging. ANS, 6(1), 18-23.
- Simon, R. L. (1984). Specificity and substitution in the social networks of elderly. International Journal of Aging and Human Development, 18(2), 121-139.
- Steele, J. L., Mcbroom, W. H. (1972). Conceptual and emirical dimensions of health behavior. Journal of Health & Social Behavior, 13, 382-392.

Ward, R. A., Sherman, S. R., Lagory, M. (1984).

Subjective network assessments and subjective well-being. Journal of Gerontology, 39(1), 93-101

Wilson, R. W., Elinson, J. (1981). National survey of personal health practice and consequences: background, conceptual issue, and selected findings. Public Health Reports, 96, 218-225.

Wondolowski, C. (1991). The Lived experience of health in the oldest old: A phenomenological study. NSQ, 4(3), 114-118

— Abstract —

Key concept: The elderly, Social activity, Social support, Self-integrity, Helplessness, Perceived health, Health promoting behavior

A Prediction Model for Health Promoting Behavior of The Korean Elderly

Park, Young Joo · Lee, Sook Ja***

Park, Eun Sook · Chang, Sung Ok****

This study was designed to construct a model that predicts the health promoting behavior of the Korean elderly. Data were collected by self-reported questionnaires from 254 Korean elderly in seoul, from June 1 to July 15, 1998. Data were analyzed by descriptive statistics and correlational analysis using pc-SAS program. The Linear Structural Modeling(LISREL) 8.0 program was used to find the best fit model which predicts causal relationships of variables. The overall fit of the hypothetical model to the data was moderate[$X^2=249.83(df=83, p=.00)$, RMR=.07, GFI=.90, NNFI=.92, NFI=.91]. The predictable variables of health promoting behavior of the Korean elderly were social activity, social support, self-integrity and helplessness except the perceived health status. These variables explained 17.1% of health promoting behavior of the Korean elderly.

* Associate professor, College of Nursing, Korea University

** Professor, College of Nursing, Korea University

*** Research Fellow, College of Nursing, Korea University