

여성의 체중조절행위 모형 구축

전연숙* · 이종렬** · 박천만**

*동우대학 피부미용과 · **계명대학교 공중보건학과

〈목 차〉

I. 서론	IV. 고찰
II. 연구 방법	V. 결론
III. 연구 결과	참고문헌
	Abstract

I. 서론

1. 연구의 필요성

세계보건기구에서 비만을 단순한 증상이 아닌 질병으로 규정함에 따라(WHO, 1998) 체중 조절에 대한 요구와 관리가 점차 증가되고 있다. 세계인구 10억 이상이 과체중이며 이중 적어도 300만명 이상이 비만인구로 조사됐다(WHO, 1998). 비만(obesity)은 선진국에서는 이미 오래 전부터 건강을 위협하는 중요한 요인으로 인식되고 있으며 우리나라에서도 산업화에 따른 경제성장과 국민생활 수준의 향상과 서구화된 식생활의 변화, 음주, 흡연, 영양과다, 운동부족 등 잘못된 생활습관의 반복으로 인해 비만이 국민의 건강을 해치는 중요 요인이 되고 있다. 국민건강보험공단에 따르면 1992년부터

2004년까지 동일인 대상 비만도 수준을 측정 한 결과 남자 20.8%에서 36.9%, 여자 4.3%에서 11.5%로 각각 크게 증가했다(국민건강보험공단, 2005). 또한 비만으로 의료기관을 이용하는 치료환자수가 2003년 1만6천명으로 2000년과 대비하여 9배(875.7%)나 증가하였다(건강보험심사평가원, 2003).

비만은 일반적으로 에너지 섭취량이 에너지 소비량을 초과하여 과잉의 에너지량이 체지방으로 피하 등의 조직에 과잉 축적되어 있는 상태로서 유전적, 환경적, 심리적, 대사적, 사회경제적 요인 등으로 인해 발생한다(White, 1984). 지방이 과도하게 체내에 축적되면 대사장애를 비롯한 신체기능의 이상으로 만성 성인병의 유병률을 크게 증가시키고 그 밖에도 생리적 기능을 저하시키며, 강한 열등감, 신체상의 손상, 자아개념의 약화 등으로 인한 정신적

교신저자: 박천만

대구광역시 달서구 신당동 1000 계명대학교 공중보건학과 (우: 704-701)

전화번호: 053-580-5451, E-mail: cmpark@kmu.ac.kr

고통, 불안, 우울증 등의 정신질환과 관련된다 (Schachter, 1980).

최근 한국인에게서도 서양인들 못지않게 비만으로 인한 고혈압, 당뇨병, 고콜레스테롤혈증의 발생률이 급격히 증가하고 있으며, 특히 고도비만일수록 만성질환으로 인한 사망률이 증가한다. 또한 20·30대의 젊은 연령층은 고연령층에 비해 상대적으로 위험도가 높게 조사되었는데 40대 이상보다 체중증가 속도가 훨씬 빠르다는 점을 고려할 때 특히 젊은 연령층이 비만에 대한 지식도를 높이고 위험성을 인식시킬 필요가 있다(국민건강보험공단, 2005).

우리나라에서는 많은 사람들이 자신의 건강이나 아름다운 몸매를 가꾸기 위하여 생활양식을 개선하는 등 체중조절을 시도하고 있는데 이는 비만으로 인한 체력의 약화와 만성 성인병의 증가로 인하여 체중조절이 중요한 건강관련 문제로 대두하고 있다(김정희, 1996; 신지영, 1999; 김옥수 등, 2002; 안혜운, 2003). 특히 여성의 경우 외모상의 이유로 비만에 대한 거부감이 높고 체중조절에 대한 관심도 높다(Gardner 등, 1999). 어떤 이유에서건 비만은 예방하여야 할 질병의 한 현상임에는 틀림없으나 많은 여성들이 비만에 대한 잘못된 이해로 인하여 불필요한 체중조절을 시도하거나 빠른 체중조절을 위해 식욕억제제와 같은 약물을 복용한다든지 극단적인 단식법을 무분별하게 사용하는 등 비정상적인 체중조절행위를 하고 있다. 이러한 방법에 의한 체중감소는 효과도 일시적일 뿐 아니라 이를 중단할 경우 체중이 쉽게 증가할 수 있다. 약물이나 단식에 대한 의존도가 높아져 이런 방법을 남용하게 될 위험성이 크며 영양의 불균형을 초래하여 건강을 해치는 등 새로운 부작용이 발생할 수 있다. 또한

이런 방식에 의한 체중조절에 실패할 경우 우울증이나 기초대사량의 감소, 병적 기아 같은 식사장애를 초래할 수도 있다(George와 Beatrice, 1994).

따라서 성공적인 체중조절로 비만을 예방하기 위해서는 비만이나 체중조절에 대한 지식뿐만 아니라 체중조절에 영향을 미치는 여러 요인을 고려해야만 한다. 왜냐하면 체중조절행위 같은 건강증진행위는 한 가지 요인에 의해 결정되는 것이 아니라 개인, 심리적 요인, 사회·문화적 요인, 환경적 요인 등이 다차원적으로 관계하면서 복합적으로 영향을 받기 때문이다. 그러므로 체중조절행위에 관한 연구에 있어서도 개인과 사회·문화적 배경, 심리적 요인이 포함되어야 하며 여러 변수들과의 인과관계를 고려한 다차원적인 연구가 반드시 필요하다고 할 수 있다.

그러나 지금 체중조절에 관련된 연구들은 대부분 실태조사(김영임과 김윤돌, 1995; 신지영, 1999; 박선희, 2000; 전미숙, 2004; Kuczmarski 등, 1994; Henderson 등, 2005; Racette, 2005)와 식이요법, 운동요법, 행동수정요법, 약물요법 등 부분적인 자기조절행위에 관한 연구(류호경, 1998; 김은희, 2000; 박소영, 2000; 이수현, 2000; 정승교, 2001; 이방자, 2002; 안혜운, 2003), 비만관리 프로그램(김혜영, 1998; 박유신, 2000; 박정숙, 2004; Ross 등, 2000)에 초점을 맞추고 있다. 또한 체중조절행위에 대한 연구의 경우도 대상을 비만 성인(홍미령, 1995), 비만 아동(이정임, 2001)으로 국한시키고 있어 일반 여성에 대한 체중조절행위에 관련된 전체적이고 포괄적인 이해를 증진시키는 이론적 기틀을 사용하여 행위를 보다 광범위하게 설명한 연구는 드문 실정이다.

따라서 본 연구는 여성들의 비만 예방과 건강증진을 위하여 일반 여성들의 체중조절행위와 관련된 변수를 분석함으로써 여성의 체중조절행위 모형을 구축하고자 한다.

2. 연구의 목적

본 연구의 목적은 여성의 체중조절행위에 직접·간접적으로 영향을 미치는 요인을 규명하기 위한 모델을 구축함으로써 일반여성들의 체중조절을 위한 보건교육과 건강증진프로그램을 개발하는데 필요한 이론적 기틀을 제공하는데 있다. 구체적인 목적은 다음과 같다.

첫째, 연구대상자의 일반적인 특성에 따른 체중조절행위의 차이를 분석한다.

둘째, 연구변수간의 상관관계를 분석한다.

셋째, 공분산구조분석을 이용하여 체중조절행위를 위한 가설적 모형을 구축하고 검증한다.

넷째, 모형 수정과정을 거쳐 여성의 체중조절을 위한 최적의 모형을 구축한다.

II. 연구 방법

1. 연구대상

본 연구의 대상은 2004년 7월 10일부터 9월 30일까지 서울, 대구, 부산에 소재하는 미용실을 이용하는 여성을 대상으로 조사하였다. 총 1197부가 회수되어 이 중 응답이 불성실 하거나 무응답이 많은 104부를 제외한 1093부를 분석대상으로 하였다. 대상자를 미용실 이용자로 한정된 것은, 모든 여성들이 일상생활 가운데 미용실을 반드시 이용한다는 점에 착안하여 선정하였다.

2. 자료수집 방법

대상이 되는 미용실은 2004년 대한미용사중앙회에 등록된 서울지역 12041업체, 부산지역 5416업체, 대구지역 3157업체 중에서 각 지역별로 50개 업체씩 무작위로 선정하였다. 선정된 미용실에 연구의 목적과 취지를 설명하고 최종적으로 협조를 얻은 서울지역 42개, 부산지역 36개, 대구지역 28개소를 대상으로 하여 조사하였다. 조사기간 동안 그 미용실을 이용하는 고객에게 구조화된 설문지를 배부하고 자기기입 방식으로 수집한 후 회수하였다. 2004년 6월 1일~6월 20일 까지 약 3주간 미용실을 이용하는 여성 50명을 대상으로 사전조사를 실시하여 설문지를 수정, 보완한 후 2004년 7월 10일~9월 30일 까지 약 12주간 본 조사를 실시하였다.

3. 측정 도구

1) 외생변수 측정 도구

체형에 대한 인식을 측정하기 위한 도구로서 류호경(1998)이 개발한 도구를 신체외모 척도를 중심으로 연구자가 수정하여 사용하였다. 3개 문항 5점 척도로 구성되어 있으며 점수가 낮을수록 마른 체형에 대한 인식이 좋다는 것을 의미하고 신뢰도는 Cronbach' α = 0.6378이었다. 객관적 비만수준을 측정하기 위한 도구로서 비만 판정시에 가장 많이 사용하고 있는 BMI(Body Mass Index)를 채택하였다. 스트레스는 류호경(1998)이 개발한 자신의 체형으로 인하여 유발되는 스트레스 측정도구를 사용하였으며 10문항 5점 척도로 되어있다. 점수가 높을수록 스트레스가 높음을 의미하며 신뢰도는 Cronbach' α = 0.8951이었다. 자아존중감

을 측정하기 위하여 Rosenberg(1965)가 개발한 자아존중감 측정도구를 이태화(1989)가 번안하고 수정한 도구를 사용하였다. 본 도구는 긍정적인 문항 5문항, 부정적인 문항 3문항, 총 8문항으로 구성되어 있고 점수가 높을수록 자아존중감 정도가 높은 것을 의미하며 신뢰도는 Cronbach' $\alpha = 0.7062$ 였다.

2) 내생변수 측정 도구

건강통제위는 Wallston 등(1978)이 개발한 건강통제위 측정도구를 기초하여 박미영(1993)이 번안한 도구를 사용하였다. 건강통제위 특성은 내적 통제위, 타인의존통제위, 우연통제위로 구분되며 각 특성별로 6문항씩 총 18문항 5점 척도로 구성되어 있다. 점수가 높을수록 통제위 특성이 높음을 의미하고 신뢰도는 Cronbach' $\alpha = 0.7333$ 이었다. 지각된 건강상태는 Speake 등(1989)이 개발한 지각된 건강상태 측정 도구를 오복자(1994)가 번안한 도구를 사용하였다. 3문항 5점 척도로 측정하였고 점수가 높을수록 건강상태를 좋게 지각하는 것으로 신뢰도는 Cronbach' $\alpha = 0.8146$ 이었다. 자기효능감은 식이 자기효능감과 신체활동 자기효능감을 측정하였는데 식이 자기효능감은 CDSS(Child Dietary Self-Efficacy Scale; Guy 등, 1995)와 ESS(Self-Efficacy Scale; Mathew 등, 1991)를 기초로 하여 최수전(1998)이 번안한 총 18문항 4점 척도로 측정하였고 점수가 높을수록 식이 자기효능감 수준이 높은 것을 의미한다. 신뢰도는 Cronbach' $\alpha = 0.8637$ 이었다. 신체활동자기효능감은 Stewart 등(1996)이 개발한 PASS(Physical Activity Self-Efficacy Scale)와 David(1994)가 개발한

ESS(Exercise Self-Efficacy Scale)를 최수전(1998)이 번안한 총 9문항의 4점 척도로 구성하였으며, 점수가 높을수록 신체활동 자기효능감이 수준이 높은 것을 의미한다. 신뢰도는 Cronbach' $\alpha = 0.8194$ 이었다. 행위의도는 Pender(1996)의 문헌을 토대로 윤순녕과 김정희(1999)가 개발한 12문항 4점 척도를 본 연구자가 여성의 체중조절행위 의도에 맞게 수정한 도구를 사용하였다. 이 척도는 점수가 높을수록 체중조절행위 수행 의지가 높음을 의미하고 신뢰도는 Cronbach' $\alpha = 0.7749$ 이었다. 체중조절행위를 알아보기 위한 도구로서 안혜윤(2003)이 개발한 설문지를 지도교수의 자문을 받아 일부 수정한 후 사전조사를 실시하여 구성하였다. 총 10문항으로 3점 척도로 구성되어 있으며 점수가 높을수록 체중조절행위 실천 정도가 높은 것을 의미하고 신뢰도는 Cronbach' $\alpha = 0.5867$ 이었다.

4. 가설적 모형

이상의 본 연구의 이론적 기틀에 기초하여 구성된 가설적 모형은 그림 1과 같다. Pender(1996)의 모형과 문헌고찰에 근거하여 본 연구의 외생변수(ξ) 5개와 내생변수(η) 5개로 구성되어 있다. 외생변수는 체형에 대한 인식, 비만수준, 생물학적 요인, 스트레스, 자아존중감이며 내생변수는 건강통제위, 지각된 건강상태, 자기효능감, 행위의도, 체중조절행위로 구성되어 있다. 외생변수에 대한 측정변수(x)는 5개이며 내생변수의 측정변수(y)는 8개이고 각각의 오차변수(δ , ϵ)로 이루어졌다. 가설적 모형에서 제시된 이론변수와 측정변수는 표 1과 같다.

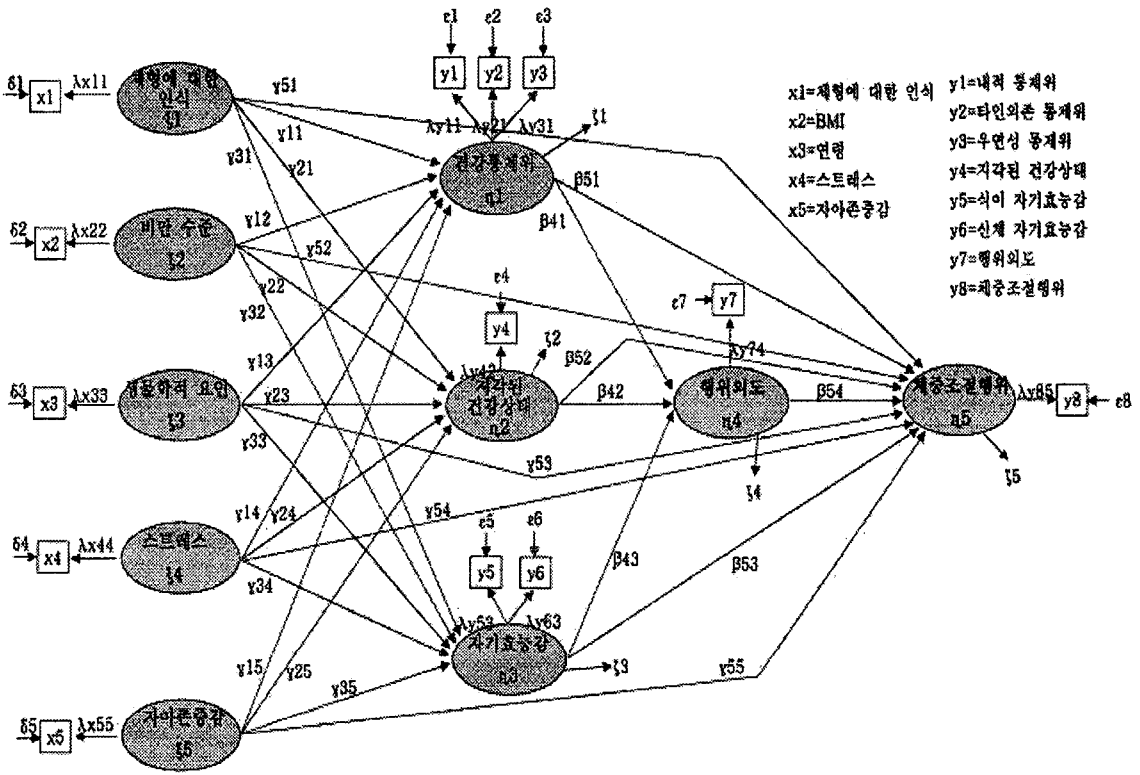


그림 1. 가설적 모형

<표 1> 가설적 모형의 이론변수와 측정변수

	이론변수 변수명	오차	측정변수 변수명	오차
외생변수	체형에 대한 인식(ξ1)		체형에 대한 인식(X1)	δ1
	비만수준(ξ2)		BMI(X2)	δ2
	생물학적 요인(ξ3)		연령(X3)	δ3
	스트레스(ξ4)		스트레스(X4)	δ4
	자아 존중감(ξ5)		존중감(X5)	δ5
내생변수	건강 통제위(η1)	ζ1	내적(Y1)	ε1
			타인의존(Y2)	ε2
			우연성(Y3)	ε3
	지각된 건강상태(η2)	ζ2	지각된 건강상태(Y4)	ε4
	자기 효능감(η3)	ζ3	식이(Y5)	ε5
			신체(Y6)	ε6
	행위의도(η4)	ζ4	행위의도(Y7)	ε7
	체중조절행위(η5)	ζ5	체중조절행위(Y8)	ε8

5. 자료분석방법

- 1) SPSS WIN(v11.0)프로그램을 이용하여 대상자의 특성을 빈도분석하였고 일반적 특성에 따른 체중조절행위의 차이를 ANOVA, t-test 분석하였다.
- 2) 연구변수의 측정값이 정규분포를 하는지 확인하기 위해서 왜도(Skewness)와 첨도(Kurtosis)를 분석하였다.
- 3) 가설적 모형의 부합도 검증 및 가설 검증은 Window LISREL(v8.54)프로그램을 이용하여 상관관계 행렬로 공변량 구조분석을 실시하였다. 본 연구의 자료는 다변량 정규분포를 이루지 못하였으므로, 가중 최소 자승법(Generally Weighted Least Square, WLS)을 사용하였고, 모형의 수정은 특징수 추정치의 효과크기, 수정지수(Modification Index), t-value를 근거로 하였다.

본 연구의 가설적 모형이 자료에 부합하는지 평가하기 위한 부합도 검증은 χ^2 통계량, 표준 $\chi^2(\chi^2/df)$, 기초부합치(GFI: Goodness of Fit Index), 수정부합치(AGFI: Adjusted Goodness of Fit Index), 표준부합치(NFI: Normed Fit Index), Tucker-Lewis지수(TLI: Tucker-Lewis Index), 비교부합치(CFI: Comparative Fit Index), 근사원소평균자승잔차(RMSEA: Root Mean Square Error of Approximation)를 이용하였다.

6. 연구의 한계점

본 연구는 대상지역이 서울, 부산, 대구이고 연구대상자를 미용실을 이용하는 여성으로 한정하였으므로 연구결과를 일반화시키기에는 한계가 있다.

Ⅲ. 연구 결과

1. 연구대상자의 특성

1) 연구대상자의 일반적 특성

조사 대상자의 거주 지역은 대도시가 762명(69.7%)이었고, 중소도시 331명(30.3%)이었다(표 2). 연령분포는 20~29세가 42.5%로 가장 많았고 30~39세 25.6%, 19세 이하 16.3%, 40세 이상 15.6%의 순이었으며, 평균연령은 28.8세였다. 학력은 전문대 이상이 77.3%로 가장 많았고 고등학교 이하가 22.7%였으며, 직업은 직장인이 45.1%로 가장 많았으며 학생 41.4%, 주부 13.5%의 순이었다. 결혼 상태는 미혼이 59.5%로 기혼 50.5%보다 많았다. 동거 가족은 2대가 함께 사는 경우가 71.0%로 가장 많았으며, 배우자와 둘이서 사는 경우 10.2%, 혼자 사는 경우와 기타가 9.4%의 순이었다. 가족 수입은 300만원 이상이 32.1%로 가장 많았고 100~200만원 미만 26.0%, 200~300만원 미만 24.9%, 100만원 미만 14.5%였다.

<표 2> 연구대상자의 일반적 특성

특성	구분	빈도(명)	백분율(%)	평균(표준편차)
거주지역	중소도시	331	30.3	
	대도시	762	69.7	
연령	19세 이하	178	16.3	28.80(9.68)
	20~29	464	42.5	
	30~39	280	25.6	
	40세 이상	171	15.6	
학력	고등학교 이하	248	22.7	
	전문대 이상	845	77.3	
직업	주부	148	13.5	
	직장인	493	45.1	
	학생	452	41.4	
결혼상태	미혼	650	59.5	
	기혼	443	40.5	
동거가족	혼자 산다	103	9.4	
	배우자와 둘이서	111	10.2	
	2대 이상	776	71.0	
	기타	103	9.4	
월수입	100만원 미만	158	14.5	
	100 - 200만원 미만	284	26.0	
	200 - 300만원 미만	272	24.9	
	300만원 이상	351	32.1	
	무응답	28	2.6	
계		1093	100.0	

* : 중복응답

2) 일반적 특성에 따른 체중조절행위 차이분석
 일반적 특성에 따른 체중조절행위는 거주 지역, 연령, 학력, 직업, 결혼상태, 동거 가족에 따라서 통계적으로 유의한 차이가 있었으나, 월수입에 따라서는 체중조절행위에 통계적으로 유의한 차이가 없었다(표 3). 거주 지역은 대도시(1.86%)가 중소도시(1.82%)보다 통계적으로 유의하게 높았으며($p < .05$) 연령은 40세 이상의 체중조절행위의 평균이 1.99로 가장 높았으며, 19세 이하 여성은 체중조절행위의 평균이 1.80

으로 가장 낮았다. 학력은 고등학교 이하가(1.88), 전문대 이상(1.84)보다 체중조절행위가 유의하게 높았다($p < .05$). 직업은 주부(1.95)와 직장인(1.87)이 학생(1.80)보다 체중조절행위가 통계적으로 유의하게 높았으며($p < .001$), 결혼 상태별로는 기혼(1.93)여성이 미혼(1.80)보다 체중조절행위가 통계적으로 유의하게 높았다($p < .001$). 그리고 동거가족도 배우자와 둘이서 사는 경우(1.90)가 가장 높았다($p < .001$).

<표 3> 일반적 특성에 따른 대상자의 체중조절행위 차이분석

특성	구분	빈도	평균(표준편차)	F, t	P
거주지역	중소도시	331	1.82(0.30)	-2.056	.040*
	대도시	762	1.86(0.32)		
연령	19세 이하	178	1.80(0.30)	16.365	.000***
	20~29	464	1.80(0.32)		
	30~39	280	1.88(0.31)		
	40세 이상	171	1.99(0.30)		
학력	고등학교 이하	248	1.88(0.33)	2.098	.036*
	전문대 이상	845	1.84(0.31)		
직업	주부	148	1.95(0.28)	12.620	.000***
	직장인	493	1.87(0.33)		
	학생	452	1.80(0.31)		
결혼상태	미혼	650	1.80(0.32)	-6.994	.000***
	기혼	443	1.93(0.30)		
동거가족	혼자 산다	103	1.80(0.31)	7.436	.000***
	배우자와 둘이서	111	1.90(0.28)		
	2대 이상	776	1.87(0.32)		
	기타	103	1.73(0.29)		
월수입1)	100만원 미만	158	1.83(0.38)	1.032	.378
	100 - 200만원 미만	284	1.84(0.29)		
	200 - 300만원 미만	272	1.85(0.30)		
	300만원 이상	351	1.87(0.32)		
계			1.85(0.32)		

*: $p < .05$, ***: $p < .001$

2. 연구변수의 서술적 통계

본 연구의 가설적 모형에서 사용된 측정변수에 대한 평균, 표준편차, 점수범위, 왜도, 첨도는 표 4와 같다. 외생변수를 살펴보면 체형에 대한 인식은 2.38점으로 보통체형으로 나타났고 BMI도 20.74로 표준체형이었다. 연령은 평균 28.8세로 연령범위는 16~67세였고, 스트레스는 5점 만점에 3.28점, 자아존중감은 4점 만점에 2.91점이었다. 내생변수를 살펴보면 건강통제위는 5점 만점에 내적 건강통제위는 평균 3.69점,

타인의존 건강통제위는 평균 3.03점, 우연 건강통제위는 2.75점의 순이었다. 지각된 건강상태는 5점 만점에 3.35점으로 나타나, 대상자들은 평균적으로 자신의 건강이 보통이하인 것으로 생각하고 있었다. 자기효능감은 4점 만점에 식이자기효능감은 2.76점, 신체활동자기효능감은 2.65점이었다. 행위의도는 평균 6점 만점에 3.91점, 체중조절행위는 평균 4점 만점에 1.85점으로 중간이하로 낮게 나타났다. 각 측정치들의 정규분포 유무를 파악하기 위해 왜도와 첨도값을 z-score로 표준화시켜 유의성을 검증하였다.

<표 4> 연구변수의 서술적 통계

변 수		평균(표준편차)	점수범위	Z-score	
이론변수	측정변수			왜도	첨도
체형에 대한 인식	체형에 대한 인식	2.38(0.43)	1.00-3.67	-0.005	-0.248
비만 수준	BMI	20.74(2.54)	15.24-35.69	0.886	1.644
생물학적 요인	연령	28.80(9.68)	16-67	0.901	0.238
스트레스	스트레스	3.28(0.85)	1.00-5.00	-0.316	-0.080
자아존중감	자아존중감	2.91(0.38)	1.75-4.00	0.041	-0.073
건강통제위	내적	3.69(0.57)	1.00-5.00	-0.367	0.682
	타인의존	3.03(0.57)	1.00-5.00	-0.039	0.246
	우연	2.75(0.58)	1.00-5.00	0.154	0.490
지각된 건강상태	지각된 건강상태	3.35(0.71)	1.00-5.00	-0.178	-0.109
자기효능감	식이효능	2.76(0.40)	1.00-4.00	0.025	0.945
	신체효능	2.65(0.46)	1.00-4.00	0.189	1.041
행위의도	행위의도	3.91(0.63)	1.08-6.00	-0.038	0.921
체중조절행위	체중조절행위	1.85(0.32)	1.00-4.00	0.636	3.009**

** : p<.01

3. 연구변수간의 상관관계

연구변수간의 상관관계 분석결과는 표 5와 같다.

체형에 대한 인식은 BMI, 연령(p<.001), 체중조절행위(p<.01), 식이자기효능감(p<.05)과 정상관관계가 있었으나 스트레스와(p<.001)는 역상관관계가 있었다. BMI는 연령, 스트레스(p<.001), 내적건강통제위, 체중조절행위(p<.01)와 정상관관계가 있었다. 연령은 내적 통제위, 타인의존 통제위, 행위의도, 체중조절행위(p<.001), 자아존중감, 식이자기효능감, 신체활동 자기효능감(p<.01), 우연 통제위, 지각된 건강상태(p<.05)와 정상관관계가 있었으나 스트레스와는 역상관관계가 있었다(p<.001). 스트레스는 우연통제위(p<.001), 내적 통제위, 타인의존통제위(p<.05)와 정상관관계가 있었으나 자아존중감, 식이자기효능감(p<.001), 지각된

건강상태(p<.01)와 역상관관계가 있었다. 자아존중감은 내적통제위, 지각된 건강상태, 식이효능감, 신체활동효능감, 행위의도(p<.001), 체중조절행위(p<.01), 타인의존통제위(p<.05)와도 정상관관계에 있었으나 우연통제위와는 역상관관계가 있었다(p<.001). 내적 통제위는 타인의존통제위, 식이효능, 신체효능, 행위의도(p<.001), 지각된 건강상태(p<.01)와 정상관관계에 있었다. 타인의존통제위는 타인의존통제위, 식이효능, 신체효능, 행위의도(p<.001), 신체효능(p<.05)와 정상관관계가 있었다. 우연통제위는 체중조절행위와 정상관관계가 있었다(p<.05). 지각된 건강상태는 신체효능, 행위의도, 체중조절행위(p<.001), 식이효능(p<.01)과도 정상관관계가 있었다. 식이자기효능감, 신체활동 자기효능감, 행위의도는 모두 서로에게 정상관관계가 있었다(p<.001).

<표 5> 연구변수간의 상관관계

	체형인식	BMI	연령	스트레스	자아존중	내적	타인의존	우연	지각건강	식이효능	신체효능	행위의도	체중조절
체형인식	1.000												
BMI	.165***	1.000											
연령	.233***	.329***	1.000										
스트레스	-.270***	.270***	-.124***	1.000									
자아존중	.006	.018	.090**	-.126***	1.000								
내적	.012	.085**	.141***	.062*	.337***	1.000							
타인의존	.033	-.019	.131***	.069*	.076*	.259***	1.000						
우연	-.024	-.023	.059*	.112***	-.146***	.022	.342***	1.000					
지각건강	.016	-.008	.076*	-.095**	.227***	.103**	.023	-.004	1.000				
식이효능	.066*	-.056	.085**	-.141***	.185***	.121***	.034	-.020	.088**	1.000			
신체효능	.039	.042	.105**	-.024	.227***	.208***	.104**	-.053	.205***	.441***	1.000		
행위의도	.053	.028	.212***	-.055	.391***	.283***	.275***	.003	.264***	.323***	.460***	1.000	
체중조절	.099**	.094**	.205***	-.017	.100**	.037	.169***	.077*	.216***	.344***	.426***	.452***	1.000

*: $p < .05$, **: $p < .01$, ***: $p < .001$

4. 가설적 모형의 검증

1) 가설적 모형의 검증과정

가설적 모형은 공분산 구조분석(Covariance Structure Analysis)을 이용하여 검증하였다. 공분산 구조분석은 비 실험 자료를 분석하여 문제의 양상을 설명하고자 할 때 종래의 회귀분석과 경로분석에 비해 더 많은 양의 정보를 활용하고, 측정오차를 제거함으로써 이론의 검증, 개발에 유효한 방법으로 알려져 있다(이순목, 1990). 분석에 사용된 표본의 크기는 1093개였으며, 포함된 이론변수의 수는 10개로 외생변수는 체형에 대한 인식(ξ_1), 비만수준(ξ_2), 생물학적 요인(ξ_3), 스트레스(ξ_4), 자아존중감(ξ_5)이고 내생변수는 건강통제위(η_1), 지각된 건강상태(η_2), 자기효능감(η_3), 행위의도(η_4),

체중조절행위(η_5)이다. 5개의 외생변수는 각각 1개씩의 측정변수로 측정되었으며, 내생변수 중 건강통제위는 3개의 측정변수로, 자기효능감은 2개의 측정변수로, 지각된 건강상태, 행위의도, 체중조절행위는 1개씩의 측정변수로 측정되어 총 13개(λ_x :5개, λ_y :8개)의 측정변수가 포함되었다.

2) 가설적 모형의 부합도 검증

공분산 구조분석은 부합도를 평가함으로써 가설적 모형이 수집된 자료에 잘 부합되는지 평가하게 된다. 본 연구의 가설적 모형과 잘 부합하는지 평가하기 위해 부합도는 χ^2 통계량(χ^2), 표준 χ^2 (χ^2/df), 기초부합치(GFI), 수정부합치(AGFI), 표준부합치(NFI), Tucker-Lewis지수(TLI), 비교 부합치(CFI), 근사 원

소평균 자승 잔차(RMSEA) 이용하여 분석한 결과 표 6과 같다. 기초 부합치(GFI), 수정부합치(AGFI), 근사 원소 평균 자승 잔차(RMSEA)는 모두 기준에 부합하였으나 χ^2 통

계량, 표준 $\chi^2(\chi^2/df)$, 비교 부합치(CFI), 표준 부합치(NFI), Tucker-Lewis지수(TLI)는 기준에 적합하지 않았는데 이는 모형의 수정 필요성을 시사하는 것이라 할 수 있다.

<표 6> 가설적 모형의 부합지수

부합지수	χ^2 통계량 (χ^2)	표준 χ^2 (χ^2/df)	기초 부합치 (GFI)	수정 부합치 (AGFI)	표준 부합치 (NFI)	Tucker- Lewis 지수 (TLI)	비교 부합치 (CFI)	근사 원소 평균 자승 잔차 (RMSEA)
기준	($p \geq 0.05$)	1~3	≥ 0.9	≥ 0.9	≥ 0.9	≥ 0.9	≥ 0.9	≤ 0.08
가설적 모형	297.38 ($p=0.00$)	297/42 = 7.08	0.962	0.917	0.875	0.794	0.889	0.075

3) 가설적 모형의 모수추정치, t-value 및 다중상관 제곱값(SMC)

가설적 모형의 모수추정치(표준화계수)는, t-value, 내생변수의 다중상관 제곱값(Squared Multiple Correlation, SMC)를 표 7에 제시하였다. 다중상관제곱값은 내생변수의 변량이 내생변수와 함께 외생변수에 의해 설명되는 정도를 의미하며, 추정된 각 모수의 유의성 검정은 유의수준 0.05수준에서 t-value(절대값 1.96이상)를 기준으로 하였다.

(1) 건강통제위

비만수준의 높을수록($\nu=0.094, t=2.347$), 생물학적 요인이 높을수록($\nu=0.237, t=5.913$), 스트레스가 높을수록($\nu=0.180, t=4.330$), 자아존중감이 높을수록($\nu=0.663, t=11.569$) 건강통제위가 높았으나 체형에 대한 인식($\nu=-0.016, t=-0.346$)으로부터는 직접적인 영향을 거의 받지 못하였다. 건강통제위

에 대한 체형에 대한 인식, 비만수준, 생물학적 요인, 스트레스, 자아존중감의 설명력은 53.7%였다.

(2) 지각된 건강상태

생물학적 요인이 높을수록($\nu=0.082, t=1.985$), 스트레스($\nu=-0.097, t=-2.331$)가 낮을수록, 자아존중감이 높을수록($\nu=0.387, t=7.703$) 지각된 건강상태가 좋았으나 체형에 대한 인식($\nu=0.018, t=0.372$), 비만수준($\nu=-0.025, t=-0.632$)로부터는 직접적인 영향을 거의 받지 못하였다. 지각된 건강상태에 대한 체형에 대한 인식, 비만수준, 생물학적 요인, 스트레스, 자아존중감의 설명력은 16.6%였다.

(3) 자기효능감

생물학적 요인이 높을수록($\nu=0.116, t=3.246$), 자아존중감이 높을수록($\nu=0.423, t=9.067$) 자기효능감이 높았으나 체형에 대한

인식($\nu=0.056$, $t=1.321$), 비만수준($\nu=0.001$, $t=0.014$), 스트레스($\nu=-0.053$, $t=-1.422$)로부터는 직접적인 영향을 거의 받지 못하였다. 자기효능감에 대한 체형에 대한 인식, 비만수준, 생물학적 요인, 스트레스, 자아존중감의 설명력은 19.8%였다.

(4) 행위의도

건강통제위가 높을수록($\beta=0.389$, $t=7.472$), 지각된 건강상태가 좋을수록($\beta=0.176$, $t=4.373$), 자기효능감이 높을수록($\beta=0.480$, $t=10.292$) 행위의도가 높았으며, 행위의도에 대한 건강통제위, 지각된 건강상태, 자기효능감의 설명력은 58.9%였다.

(5) 체중조절행위

비만수준이 높을수록($\nu=0.153$, $t=3.508$),

생물학적 요인이 높을수록($\nu=0.159$, $t=3.054$), 스트레스가 높을수록($\nu=0.125$, $t=2.559$), 건강통제위가 높을수록($\beta=0.231$, $t=1.988$), 지각된 건강상태가 좋을수록($\beta=0.261$, $t=3.872$), 자기효능감이 높을수록($\beta=0.712$, $t=7.083$), 행위의도가 높을수록($\beta=0.428$, $t=4.332$), 체중조절행위의 실천정도가 높았으나 체형에 대한 인식($\nu=0.039$, $t=0.798$), 자아존중감($\nu=-0.183$, $t=-1.781$)으로부터는 유의한 직접적인 영향을 받지 않았다. 체중조절행위에 대한 체형에 대한 인식, 비만수준, 생물학적 요인, 스트레스, 자아존중감, 건강통제위, 지각된 건강상태, 자기효능감, 행위의도의 설명력은 98.5%였다.

이상의 가설적 모형의 경로의 도해(path diagram)는 그림 2와 같다.

<표 7> 가설적 모형의 모수 추정치, t-value, 다중 상관 제곱값(SMC)

내생 변수 외생 변수	표준화 계수	t-value	SMC
건강통제위			
체형에 대한 인식	-0.016	-0.346	0.537
비만수준	0.094	2.347*	
생물학적 요인	0.237	5.913***	
스트레스	0.180	4.330***	
자아존중감	0.663	11.569***	
지각된 건강상태			
체형에 대한 인식	0.018	0.372	0.166
비만수준	-0.025	-0.632	
생물학적 요인	0.082	1.985*	
스트레스	-0.097	-2.331*	
자아존중감	0.387	7.703***	
자기 효능감			
체형에 대한 인식	0.056	1.321	0.198
비만수준	0.001	0.014	
생물학적 요인	0.116	3.246**	

→ 다음 페이지에 계속

내생 변수 외생 변수	표준화 계수	t-value	SMC
스트레스	-0.053	-1.422	
자아존중감	0.423	9.067***	
행위의도			
건강통제위	0.389	7.472***	0.589
지각된 건강상태	0.176	4.373***	
자기효능감	0.480	10.292***	
체중조절행위			
체형에 대한 인식	0.039	0.798	0.985
비만수준	0.153	3.508***	
생물학적 요인	0.159	3.054**	
스트레스	0.125	2.559*	
자아존중감	-0.183	-1.781	
건강통제위	0.231	1.988*	
지각된 건강상태	0.261	3.872***	
자기효능감	0.712	7.083***	
행위의도	0.428	4.332***	

*: p<.05, ** :p<.01, ***: p<.001
SMC : Squared Multiple Correlations

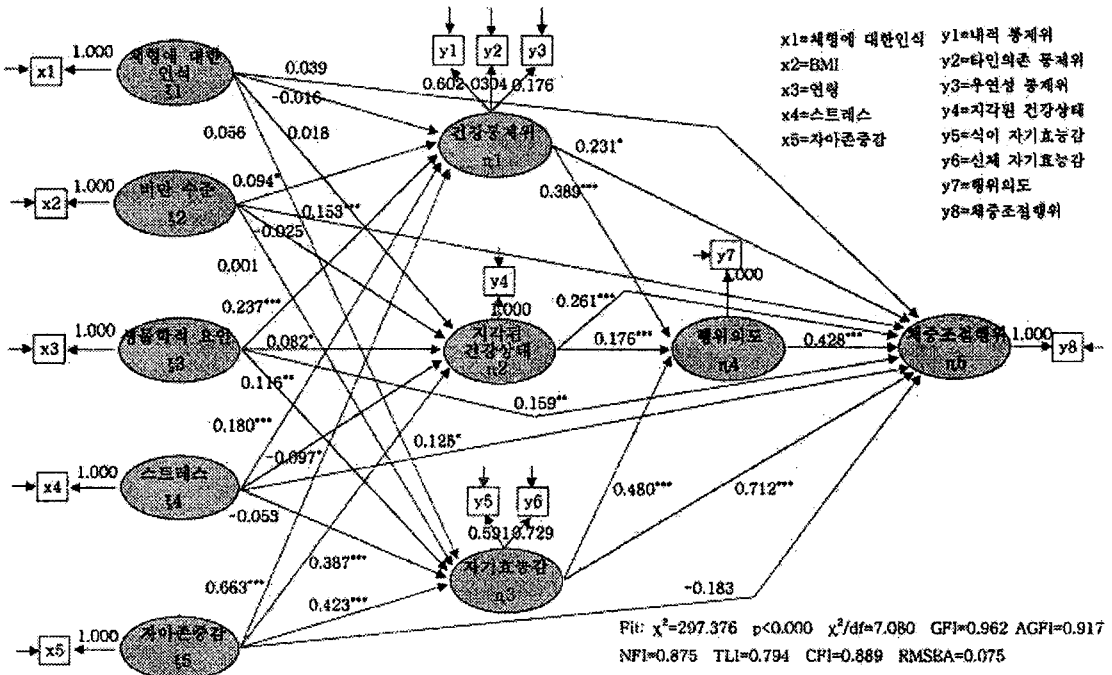


그림 2. 가설적 모형의 경로도해

5. 가설적 모형에서 각 예측변수의 효과

본 연구의 예측변수들이 내생변수에 미치는 직접효과, 간접효과, 총효과를 분석한 결과는 표 8과 같다. 건강통제위에 가장 큰 영향을 미치는 변수는 자아존중감($t=11.569$)이었고 생물학적요인($t=5.913$), 스트레스($t=4.330$), 비만수준($t=2.347$)이 직접효과를 주어 총효과가 유의하게 나타났다.

지각된 건강상태에 유의한 영향을 나타낸 변수를 분석한 결과 자아존중감($t=7.703$), 스트레스($t=-2.331$), 생물학적요인($t=1.985$)이 직접효과를 주어 총효과가 유의하였다. 그러나 체형에 대한 인식($t=0.372$)과 비만수준($t=-0.632$)은 직접효과, 간접효과, 총효과 모두 유의하지 않아 지각된 건강상태에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 자기효능감을 내생변수로 한 분석에서는 자아존중감($t=9.067$)과 생물학적요인($t=3.246$)이 직접효과를 주어 총효과가 유의하게 나타났으나, 체형에 대한 인식($t=1.321$), 비만수준($t=0.014$), 스트레스($t=-1.422$)는 직접효과, 간접효과에서 모두 유의하지 않았고 총효과에서도 영향을 미치지 않았다. 행위의도에 영향을 주는 변수는 자기효능감($t=10.292$), 건강통제위($t=7.472$), 지각된 건강상태($t=4.373$)가 직접효과를 주어 총효과가 유의하게 나타나고, 자아존중감($t=12.341$), 생물학적요인($t=10.012$)은 간접효과를 주어

총효과가 유의하게 나타났으나 체형에 대한 인식($t=1.321$), 비만수준($t=1.750$), 스트레스($t=1.583$)는 간접효과, 총효과에서 모두 유의하지 않아 행위의도에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 체중조절행위에 가장 큰 영향을 미치는 변수는 자기효능감으로 직접효과($t=7.083$)와 간접효과($t=2.048$) 모두에서 통계적으로 유의하여 총효과($t=9.159$)에서 체중조절행위에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

다음은 생물학적 요인으로 직접효과($t=3.054$), 간접효과($t=1.972$), 총효과($t=5.984$)에서 통계적으로 유의하게 영향을 미치고 있었으며, 지각된 건강상태도 직접효과($t=3.872$)와 총효과($t=4.929$)에서 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 행위의도($t=4.332$), 건강통제위($t=3.747$), 자아존중감($t=3.182$), 비만수준($t=2.752$)도 체중조절행위에 유의하게 영향을 미치고 있었다. 스트레스의 경우 직접효과($t=2.559$)에서는 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있었으나 총효과($t=0.667$)에서는 유의하지 않았고, 체형에 대한 인식의 경우 직접효과($t=0.798$), 간접효과($t=1.179$), 총효과($t=1.829$) 모두에서 통계적으로 유의하지 않았다.

본 연구에서는 직접효과와 총효과 경로가 32개였는데 이중 직접효과는 19개 총효과는 21개의 경로가 변수 간 유의한 경로로 확인되었다.

<표 8> 가설적 모형의 각 예측변수의 효과계수

내생 변수 외생 변수	직접 효과		간접 효과(t)		총 효과(t)	
	표준화계수	t-value	표준화계수	t-value	표준화계수	t-value
건강통제위						
체형에 대한 인식	-0.016	-0.346	-	-	-0.016	-0.346
비만수준	0.094	2.347*	-	-	0.094	2.347*
생물학적 요인	0.237	5.913***	-	-	0.237	5.913***
스트레스	0.180	4.330***	-	-	0.180	4.330***
자아존중감	0.663	11.569***	-	-	0.663	11.569***
지각된 건강상태						
체형에 대한 인식	0.018	0.372	-	-	0.018	0.372
비만수준	-0.025	-0.632	-	-	-0.025	-0.632
생물학적 요인	0.082	1.985*	-	-	0.082	1.985*
스트레스	-0.097	-2.331*	-	-	-0.097	-2.331*
자아존중감	0.387	7.703***	-	-	0.387	7.703***
자기효능감						
체형에 대한 인식	0.056	1.321	-	-	0.056	1.321
비만수준	0.001	0.014	-	-	0.001	0.014
생물학적 요인	0.116	3.246**	-	-	0.116	3.246**
스트레스	-0.053	-1.422	-	-	-0.053	-1.422
자아존중감	0.423	9.067***	-	-	0.423	9.067***
행위의도						
체형에 대한 인식	-	-	0.024	1.321	0.024	1.321
비만수준	-	-	0.032	1.750	0.032	1.750
생물학적 요인	-	-	0.161	10.012***	0.161	10.012***
스트레스	-	-	0.027	1.583	0.027	1.583
자아존중감	-	-	0.529	12.341***	0.529	12.341***
건강통제위	0.389	7.472***	-	-	0.389	7.472***
지각된 건강상태	0.176	4.373***	-	-	0.176	4.373***
자기효능감	0.480	10.292***	-	-	0.480	10.292***
체중조절행위						
체형에 대한 인식	0.039	0.798	0.058	1.179	0.097	1.829
비만수준	0.153	3.508***	-0.015	-0.251	0.138	2.752*
생물학적 요인	0.159	3.054**	0.114	1.972*	0.273	5.984***
스트레스	0.125	2.559*	-0.094	1.194	0.031	0.667
자아존중감	-0.183	-1.781	0.469	3.963***	0.286	3.182**
건강통제위	0.231	1.988*	0.166	1.161	0.397	3.747***
지각된 건강상태	0.261	3.872***	0.075	1.107	0.336	4.929***
자기효능감	0.712	7.083***	0.206	2.048*	0.917	9.159***
행위의도	0.428	4.332***	-	-	0.428	4.332***

*: $p < .05$, **: $p < .01$, ***: $p < .001$

6. 모형의 수정

1) 모형의 수정과정

본 연구에서는 χ^2 통계량, 표준 $\chi^2(\chi^2/df)$, 비교 부합치(CFI), 표준부합치(NFI), Tucker-Lewis지수(TLI)가 부합하지 못하였으므로 가설적 모형의 통계적 값들에서 모형의 부합도가 높으면서 간결한 모형을 찾고자 모형의 일부를 수정을 하였다. 모형의 수정방법은 이론변수제거하고 자유 특징수를 고정하는 방법을 사용하여 모형을 수정하였다(이순복, 1990). 우선 경로계수의 통계적 유의성과 이론적 타당성을 고려하여 경로를 제거하였다. 체형에 대한 인식 이론변수를 모두 제거하였고, 지각된 건강상태에 대한 비만수준, 자기효능감에

대한 비만수준과 스트레스는 통계적으로 유의하지 않아 경로를 제거하였다.

2) 수정모형의 부합도 검정

가설적 모형을 자료에 적용시켰을 때의 부합도 평가에 대한 모든 내용은 수정 모형에도 적용되는데 가설모형과 수정모형의 부합도에 대한 비교는 다음과 같다(표 9). 수정 모형의 부합도는 $\chi^2=215.62$, χ^2 수정값(χ^2/df)=6.34, GFI=0.970, AGFI=0.931, NFI=0.902, TLI=0.901, CFI=0.915, RMSEA=0.070로 가설적 모형보다 훨씬 좋은 부합도를 보여주어 보다 적절한 모형이라고 볼 수 있다.

<표 9> 수정 모형의 부합지수

부합지수	χ^2 통계량 (χ^2)	표준 χ^2 (χ^2/df)	기초 부합치 (GFI)	수정 부합치 (AGFI)	표준 부합치 (NFI)	Tucker-L ewis 지수 (TLI)	비교 부합치 (CFI)	근사 원소 평균 자승 잔차 (RMSEA)
가설적 모형	297.38 ($p=0.00$)	297/42 = 7.08	0.962	0.917	0.875	0.794	0.889	0.075
수정 모형	215.62 ($p=0.00$)	216/34 = 6.34	0.970	0.931	0.902	0.901	0.915	0.070

3) 수정모형의 모수추정치, t-value, SMC

수정모형의 모수추정치(표준화계수), t-value, 내생변수의 다중상관관계곱(Squared Multiple Correlation: SMC)은 표 10과 같다. 수정모형에서는 건강통제위, 지각된 건강상태, 자기효능감, 행위의도, 체중조절행위에 대한 외생변수가 모두 유의한 직접적인 영향을 주는 것으로 나타났으나, 체중조절행위에 대한 자아

존중감($\beta = -0.082$, $t = -1.476$)은 통계적으로 유의하지 않았다.

수정모형에 대한 경로의 도해(path diagram)는 그림 3과 같다.

<표 10> 수정 모형의 모수 추정치, t-value, 다중 상관 제곱값(SMC)

내생 변수 외생 변수	표준화 계수	t-value	SMC
건강통제위			
비만수준	0.097	2.328 [*]	0.317
생물학적 요인	0.226	5.744 ^{***}	
스트레스	0.093	2.242 [*]	
자아존중감	0.497	11.504 ^{***}	
지각된 건강상태			
생물학적 요인	0.061	2.242 [*]	0.060
스트레스	-0.084	-3.002 ^{**}	
자아존중감	0.221	7.566 ^{***}	
자기 효능감			
생물학적 요인	0.126	3.803 ^{***}	0.104
자아존중감	0.297	8.123 ^{***}	
행위의도			
건강통제위	0.360	7.639 ^{***}	0.502
지각된 건강상태	0.171	6.624 ^{***}	
자기효능감	0.502	11.542 ^{***}	
체중조절행위			
비만수준	0.109	4.101 ^{***}	0.427
생물학적 요인	0.123	4.130 ^{***}	
스트레스	0.067	2.566 [*]	
자아존중감	-0.082	-1.476	
건강통제위	0.136	2.162 [*]	
지각된 건강상태	0.156	5.385 ^{***}	
자기효능감	0.493	8.092 ^{***}	
행위의도	0.198	3.769 ^{***}	

*: p<.05, ** :p<.01, ***: p<.001

SMC : Squared Multiple Correlations

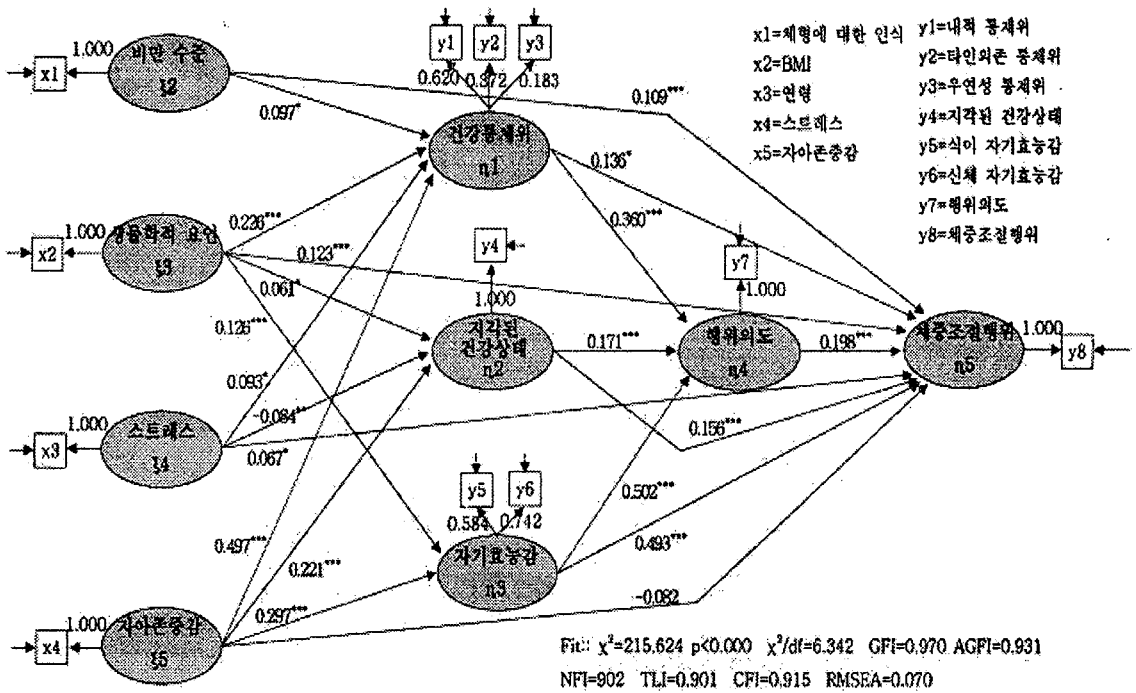


그림 3. 수정모형의 경로도해

4) 수정모형의 효과

수정모형의 효과를 가설적 모형과 비교하여 볼 때 행위의도에 대한 비만수준의 간접효과가 가설적 모형($t=1.750$)에서는 유의하지 않았으나 수정모형($t=2.667$)에서는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다(표 11). 수정모형에서 행위의도에 영향을 주는 요인은 자아존중감($t=12.375$)이 가장 큰 효과를 냈으며, 자기효능감($t=11.542$), 건강통제위($t=7.639$), 생물학적 요인($t=7.143$), 지각된 건강상태

($t=6.624$), 비만수준($t=2.667$) 순으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 체중조절행위에 영향을 주는 요인은 자기효능감($t=9.772$)이 가장 큰 효과를 냈으며, 지각된 건강상태($t=6.538$), 생물학적 요인($t=4.615$), 행위의도($t=3.769$), 건강통제위($t=3.377$), 자아존중감($t=3.059$), 비만수준($t=2.889$)의 순으로 유의한 효과를 내었다. 체중조절행위에 대한 스트레스는 간접효과($t=-0.348$), 총효과($t=1.063$)에서는 유의하지 않았으나 직접효과($t=2.566$)에서는 통계적으로 유의하였다.

<표 11> 수정모형의 각 예측변수의 효과계수

내생 변수 외생 변수	직접 효과		간접 효과(t)		총 효과(t)	
	표준화 계수	t-value	표준화 계수	t-value	표준화 계수	t-value
건강통제위						
비만수준	0.097	2.328*	-	-	0.097	2.328*
생물학적 요인	0.226	5.744***	-	-	0.226	5.744***
스트레스	0.093	2.242*	-	-	0.093	2.242*
자아존중감	0.497	11.504***	-	-	0.497	11.504***
지각된 건강상태						
생물학적 요인	0.061	2.242*	-	-	0.061	2.242*
스트레스	-0.084	-3.002**	-	-	-0.084	-3.002**
자아존중감	0.221	7.566***	-	-	0.221	7.566***
자기효능감						
생물학적 요인	0.126	3.803***	-	-	0.126	3.803***
자아존중감	0.297	8.123***	-	-	0.297	8.123***
행위의도						
비만수준	-	-	0.035	2.667**	0.035	2.667**
생물학적 요인	-	-	0.155	7.143***	0.155	7.143***
스트레스	-	-	0.019	0.609	0.019	0.609
자아존중감	-	-	0.366	12.375***	0.366	12.375***
건강통제위	0.360	7.639***	-	-	0.360	7.639***
지각된 건강상태	0.171	6.624***	-	-	0.171	6.624***
자기효능감	0.502	11.542***	-	-	0.502	11.542***
체중조절행위						
비만수준	0.109	4.101***	-0.006	-0.314	0.103	2.889**
생물학적 요인	0.123	4.130***	0.072	1.334	0.195	4.615***
스트레스	0.067	2.566*	-0.022	-0.348	0.045	1.063
자아존중감	-0.082	-1.476	0.186	4.529***	0.076	3.059**
건강통제위	0.136	2.162*	0.071	1.143	0.207	3.377**
지각된 건강상태	0.156	5.385***	0.034	1.154	0.190	6.538***
자기효능감	0.493	8.092***	0.099	1.632	0.593	9.772***
행위의도	0.198	3.769**	-	-	0.198	3.769**

*: $p < .05$, **: $p < .01$, ***: $p < .001$

IV. 고찰

1. 구조모형의 검정과정

본 연구에서는 Pender(1996)의 모형을 기초

로 하여 여성의 체중조절행위 모형을 구축하였다.

먼저 여성의 체중조절행위에 대한 개인적인 특성, 인지-정서 요인들 간의 인과적 관계를 탐색하고자 변수들 간의 가설화된 인과경로의 구조를 가설적 모형으로 제시한 후 실증적 자료

를 수집하여 검증하였다. 외생변수에는 체형에 대한 인식, 비만수준, 나이, 스트레스, 자아존중감을 포함시켰으며, 내생변수에는 건강통제위, 지각된 건강상태, 자기효능감, 행위의도를 포함시켜 여성의 체중조절행위 모형을 구축하였다. 이 가설적 모형을 서울, 부산, 대구의 여성 1093명을 대상으로 수집한 자료를 공분산 구조 분석 방법으로 검증하였다.

가설적 모형의 전반적 지수 중 $\chi^2=297.38$ 은 유의한 차이를 나타냈는데, 이는 본 연구의 자료가 다변량 정규분포를 하지 않았고, 연구대상이 200명이상일 때는 의미가 약한 것으로 해석할 수 있으며(조선평, 1996), 이와 같은 결과는 다른 집단을 대상으로 모형을 구축한 다른 연구결과(최정명, 2000; 서현미, 2001; 이종렬, 2003)와도 비슷하다. 그 외에 $GFI=0.962$, $AGFI=0.917$, $RMSEA=0.075$ 로 전반적 적합도가 양호한 모형으로 밝혀졌고, 체중조절행위에 대한 설명력(SMC)도 98.5%로 높았다. 그리고 가설적 모형에서 설정된 27개의 경로 중 직접효과는 19개의 경로에서 간접효과는 1개의 경로에서 유의하였고, 지지되지 않은 7개의 경로를 포함한 총효과가 통계적으로 유의하여 가설적 모형에서 각 예측변수의 효과가 좋았다. 그러나 $NFI=0.875$, $TLI=0.794$, $CFI=0.889$ 의 분석결과에 의해 모형수정의 필요성이 시사되었으므로 보다 적절한 모형을 찾기 위해 모형을 수정 하였다. 모형의 수정은 이론변수를 제거하고 자유특징수를 고정하는 방법을 사용하였는데 경로계수의 통계적 유의성과 이론적 타당성을 고려하여 경로를 제거하였다. 수정 모형의 결과는 $\chi^2=215.62$, 표준 $\chi^2=6.34$, $GFI=0.970$, $AGFI=0.931$, $NFI=0.902$, $TLI=0.901$, $CFI=0.915$,

$RMSEA=0.070$ 로 가설적 모형에 비해 모든 적합지수의 향상을 가져왔으며, 모형이 경험적 자료에 부합한 것으로 나타났다.

본 연구의 모형을 검증한 결과 행위의도에 대한 자아존중감, 생물학적 요인, 자기효능감, 건강통제위, 지각된 건강상태의 설명력(SMC)은 가설적 모형에서는 58.9%이었고 수정모형에서는 50.2%였다. 이는 청소년의 흡연행위를 연구한 최정명(2000)의 81%보다 낮았지만 노인의 건강증진행위를 연구한 서현미(2001)의 16%보다 높았다. 따라서 본 연구에서 이용된 변수들은 여성의 행위의도를 예측하는 요인으로 활용될 수 있음이 시사되었다.

또한 체중조절행위에 대한 자기효능감, 행위의도, 지각된 건강상태, 비만수준, 생물학적 요인, 스트레스, 건강통제위의 설명력은 42.7%였다. 이는 비만인을 대상으로 연구한 홍미령(1995)의 57.2%에 근사한 것으로 본 연구에서 이용한 변수들은 여성의 체중조절행위를 예측하는 요인으로 활용될 수 있음을 시사하는 것이다.

2. 여성의 체중조절행위 모형

1) 여성의 체중조절행위 모형의 특성

본 연구에서 수정 모형의 예측변수가 체중조절행위를 42.7%설명하는 것으로 나타나 여성의 체중조절행위는 비만수준, 생물학적 요인, 심리적 요인, 건강통제위, 지각된 건강상태, 자기효능감, 행위의도를 통해서 직접적으로 설명된다는 사실이 확인되었다. 특히, 체중조절행위에 가장 많은 영향력을 미치는 요인은 자기효능감이므로 여성의 체중조절 프로그램 개발 시에는 자기효능감 증진을 우선적으로 고려하여

야 할 것으로 생각된다.

자아존중감의 경우 체중조절행위에 가장 큰 영향을 주는 자기효능감, 지각된 건강상태, 건강통제위에 직접적인 영향을 주는 요인이었으며 체중조절행위에도 간접적인 영향을 주고 있었다. 결과적으로 자아존중감은 체중조절행위에 직·간접적으로 유의한 영향을 주는 가장 강력한 예측변수였다. 이는 자아존중감이 체중조절행위에 영향을 준다고 보고한 연구결과들(정승교, 1998; Wilson, 1993; French 등, 1996)과 일치하였다. 그러므로 체중조절행위를 위한 중재프로그램 개발 시 자아존중감을 증진하기 위한 전략을 포함시키면 더 많은 효과를 기대할 수 있을 것이다.

본 모형은 체중조절행위를 설명하는데 체계적인 연구를 수행하고 여성의 건강한 체중조절행위를 위한 다차원적 교육프로그램을 개발하는데 기반이 되리라 생각한다.

2) 여성의 체중조절행위에 영향을 미치는 요인

체중조절행위에 영향을 미치는 주요요인으로 자기효능감, 지각된 건강상태, 생물학적 요인, 비만수준, 행위의도, 스트레스, 건강통제위로 이는 직접적인 효과가 있는 것으로 확인되었고, 자아존중감은 간접효과와 총효과에서 유의한 것으로 나타났다. 이들 개념은 선행연구(홍미령, 1995; 정승교, 1998; 최수전, 1998; 안혜윤, 2003; Mendelson 등, 2000; Pesa 등, 2000)에서도 일관되게 중요한 영향요인으로 보고되고 있고 본 연구에서도 이들 개념의 상대적인 중요도를 입증한바 있다.

앞에서 기술한 바와 같이 여성의 체중조절행위에 직접적으로 가장 큰 영향을 미치는 요인은 자기효능감으로 이는 다른 연구(홍미령, 1995;

최수전, 1998; 이정임, 2001; Sallis, 1992; Guy 등, 1995)에서 체중조절행위를 설명하는 가장 강력한 예측인자라고 설명된 결과와 일치한다. 또한 본 연구모형에서 자기효능감이 행위의도로 가는 경로도 지지되었는데 이는 서현미(2001), Pender(1996)와 일치한다. 자기효능감은 식이자기효능감과 신체활동자기효능감이 포함되는데 이들 변수들은 체중조절행위를 설명하는 중요개념이라고 할 수 있다.

한편, 서술적 통계결과는 5점 만점에 식이자기효능감은 2.76점이었고 신체활동자기효능감은 2.65점이었다. 이 결과는 체중조절행위가 부정적인 결과보다는 긍정적인 효과를 가져 올 것이라는 신념을 대상자들이 가지고 있음을 의미한다. 그러므로 체중조절에 동기화가 되어있는 여성의 신념을 토대로 자기효능감을 강화시키는 중재프로그램을 시행할 필요성이 있음을 시사한다. 지각된 건강상태는 체중조절행위에 직접효과가 있는 것으로 나타났다. 이는 현재의 건강상태가 건강증진행위와 상관관계가 있다고 보고한 Speake 등(1989)의 연구와 비만인의 체중조절프로그램에서 현재의 건강상태에 긍정적인 지각을 할수록 체중조절행위를 향상시킨다고 보고한 연구결과(조선진과 김초강, 1997; Killeen, 1989)와 일치하였다. Dishman 등(1985)은 건강상태를 좋게 지각하는 것이 신체훈련프로그램에 참여하는 등 신체활동을 유지시킬 가능성과 가장 밀접한 관계가 있다고 보고하여 본 연구결과를 지지하였다. 그러나 국내 몇몇 연구(서연옥, 1994; 오복자, 1994; 박재순, 1995; 홍미령, 1995; 임미영, 1998)에서는 건강상태 지각이 건강증진행위와 체중조절행위에 유의한 예측변수로 나타나지 않음을 보고하고 있어 본 연구결과와 상반되었는데 앞으로

이에 대한 반복적인 연구가 필요할 것으로 생각된다.

본 연구에서는 생물학적 요인에 나이를 포함시켰는데 체중조절행위에 직접효과가 있는 것으로 나타났다. 많은 연구(이향숙, 1997; 조선진과 김초강, 1997; 오현주, 1998; George와 Beatrice, 1994)에서 나이는 체중조절행위에 영향을 주는 요인으로 본 연구결과와 일치하였다. 일반적으로 여성들은 출산 후부터 체중이 증가하기 시작하여 연령이 증가할수록 비만으로 진행될 가능성이 크다고 할 수 있으며(신지영, 1999; 전미숙, 2004), 연령이 증가할수록 생활습관성 질환의 유병율이 증가한다. 따라서 중년의 여성들은 젊은 여성들에 비해 자신들의 건강문제에 대해 많은 관심을 가지게 되며, 건강증진을 위하여 체중조절을 많이 시도하는 것으로 생각된다.

비만수준은 체중조절행위에 직접적인 효과가 있었다. 이는 비만수준이 높을수록 체중조절에 대한 관심도가 높았다고 보고한 신지영(1999)의 연구결과와 일치하였으며, 여대생을 대상으로 한 조선진과 김초강(1997), 김은희(2000)의 연구에서도 비만수준이 높을수록 체중조절경험이 있는 것으로 보고되고 있어 본 연구결과를 지지하였다. 일반적으로 비만은 건강상의 문제뿐만 아니라 외형상의 문제도 초래하는데 비만체형의 경우 타인의 이목을 많이 의식하게 되어 자신감을 상실하게 되고 대인관계 등에도 많은 악영향을 준다. 따라서 비만인의 경우 이러한 건강, 외형상의 문제로 인하여 체중조절행위를 많이 하는 것으로 생각된다. 특히 여성들의 체중과 관련된 외형상의 인식과 태도는 정서적인 문제를 유발할 뿐 아니라 잠재적으로 건강에 해를 줄 수 있는 무리한 체중조절행위

를 시도하게 하는 동기로 작용할 수 있으므로 바람직한 체중조절에 관한 교육이 필요하다고 할 수 있다.

행위의도는 가설적 모형과 수정모형에서 체중조절행위에 직접효과가 있는 것으로 나타났다. 행위는 그 행위를 수행하고자 하는 의도에 의해 결정되는데 안혜윤(2003), Schifter와 Ajzen(1985)의 연구에서도 행위의도는 체중조절행위에 영향을 주는 것으로 보고된 바 있다. 이러한 결과는 체중조절행위를 수행하겠다는 미래 지향적인 의지가 현재의 체중조절행위에 영향을 준 것이라고 생각한다. 따라서 여성들에게 체중조절행위가 자신의 건강과 외모에 많은 효과를 줄 것이라는 인식을 가질 수 있는 홍보나 교육이 필요할 것으로 생각된다.

스트레스는 체중조절행위에 직접효과가 있는 것으로 나타났다. 이는 체중조절을 시도한 경험이 있을수록 높은 스트레스점수를 보였다고 보고한 연구결과(조선진과 김초강, 1997; Ross, 1994)와 일치하는 것이다. 이러한 결과는 여성들이 비만으로 인하여 발생하는 건강과 외모상의 문제 때문에 많은 스트레스를 받고 있으며 이러한 스트레스로 인하여 체중조절행위를 한다고 할 수 있다. 따라서 체중조절행위가 결과적으로 스트레스를 완화시키는 효과도 기대할 수 있다.

건강통제위는 체중조절행위에 직접적인 효과가 있었다. 이 연구결과는 건강통제위가 체중조절행위에 영향을 미치는 예측요인이라고 보고한 선행연구(박미영, 1993; 안혜윤, 2003; Rauckhorst 1987; Pender 등, 1990)들의 결과와 일치하였다.

이러한 결과는 행위의도와 건강통제위 특성을 분석한 결과를 바탕으로 하여 체중조절이

필요한 사람을 대상으로 체중조절프로그램을 개발하고 그 효과를 검증하는 연구가 필요하다는 것을 시사한다.

자아존중감은 체중조절행위에 대하여 직접효과에서는 유의하지 않았으나 간접효과와 총효과가 유의하였다. 이러한 연구결과는 비만한 사람의 자발적인 체중감소는 부정적 정서를 감소시키는 효과가 있으나, 정상체중을 가진 사람의 체중조절은 낮은 자아존중감과 관련이 있다고 보고한 연구(Rosen과 Gross, 1987; Wilson, 1993)와 무절제한 식이조절은 자아존중감을 낮춘다는 연구(Schwartz, 1993), 자신의 신체에 만족한 사람은 높은 자아존중감을 나타내고, 부정적인 체형에 대한 인식을 가지면 자아존중감이 낮다는 연구(정승교, 1998; Stuart와 Sundeen, 1983; Mendelson과 White, 1984) 보고와 일치하는 것이다. 또한 건강통제위, 지각된 건강상태, 자기효능감에 가장 많은 영향을 주는 요인은 자아존중감이었으며(정승교, 1998) 대학생을 대상으로 자아존중감과 관련된 변수들 간의 관련성을 경로분석을 통해 검증한 임미영(1998)의 연구에서도 자아존중감이 이들 변수에 의해 설명되는 정도가 39%로 나타나 중요한 요인으로 작용함을 의미하고 있어 본 연구결과를 지지하였다.

체형에 대한 인식은 사회적, 문화적 환경의 영향을 받는다고 하며(Bray, 1976; McMurray 등, 2000), 인종간(Kemper 등, 1994), 세대간(Rozin과 Fallon, 1988), 성별간(Gittelson 등, 1996), 사회 경제적 수준간(Kemper 등, 1994)에도 차이가 있다고 한다.

본 연구에서는 체형에 대한 인식과 관련된 모든 경로가 부정되었고, 결국 체중조절행위에 유의한 영향을 주지 못하였다. 이러한 결과가

나온 것은 최근 지나치게 마른체형을 선호하는 체형인식의 혼란에 기인한다고 할 수 있으며, 또한 체형인식에 대한 다양한 요인이 작용했기 때문인 것으로 추측할 수 있다. 그러나 신체상을 대상으로 한 여러 연구(홍미령, 1995; 정승교, 1998; 김은희, 2000; 박선희, 2000; Thompson 등, 1995)에서도 체형에 대한 인식이 체중조절행위에 유의한 영향요인이었으므로, 이에 대한 지속적인 연구가 필요할 것이라고 생각된다.

V. 결 론

본 연구는 선행연구와 문헌고찰을 통해 여성의 체중조절행위에 영향을 미치는 변수를 분석하여 체중조절행위에 관한 가설적 모형을 구축하고 변수들 간의 인과관계를 검증함으로써 여성의 체중조절행위를 설명하고 예측할 수 있는 구조모형을 제시하였다. 연구의 목적은 여성의 체중조절행위에 영향을 미치는 요인을 규명하여 가설적 모형을 구축하고 검증함으로써 이들의 체중조절행위를 위한 이론적 기틀을 마련하는데 기여하기 위해서이다.

본 연구는 서울, 부산, 대구에 소재한 미용실을 이용하는 여성을 대상으로 2004년 7월 10일~2004년 9월 30일까지 약 12주간 연구목적 을 이해하고 동의한 1093명의 자료를 수집하였다. 수집된 자료를 SPSSWIN Program (v11.0)을 사용하여 대상자의 일반적 특성, 연구변수에 대한 서술적 통계 및 연구변수의 신뢰도를 분석하였으며, 가설적 모형과 수정 모형의 부합도 검정과 가설 검정을 위한 공분산 구조 분석은 Window LISREL Program(v8.54)을

사용하였다.

본 연구의 가설적 모형 외생변수(ξ) 5개와 내생변수(η) 5개로 구성되어 있다. 외생변수는 체형에 대한 인식, 비만수준, 생물학적 요인, 스트레스, 자아존중감이며, 내생변수는 건강통제위, 지각된 건강상태, 자기효능감, 행위의도, 체중조절행위로 구성되어 있다. 외생변수에 대한 측정변수(x)는 5개이며, 내생변수의 측정변수(y)는 8개이고 각각의 오차변수(δ, ϵ)로 이루어졌다.

본 연구에서 가설적 모형의 부합도는 $\chi^2 = 297.38$, 표준 $\chi^2(\chi^2/df) = 7.08$, GFI=0.962, AGFI=0.917, NFI=0.875, TLI=0.794, CFI=0.889, RMSEA=0.075로 나타나 전반적으로 가설적 모형과 실제 자료가 잘 부합되거나 χ^2 통계량, 표준 χ^2 , NFI, TLI, CFI에서 부분적으로 모형의 수정이 필요하였다.

가설적 모형의 검정결과 체중조절행위 설명력은 98.5%였으며, 27개의 가설 중 20개의 가설이 지지되었고 분석결과는 다음과 같다.

일반적 특성에 따른 체중조절행위는 연령이 높을수록, 기혼, 주부가 높게 나타났다.

비만수준, 생물학적 요인, 자아존중감이 높을수록, 스트레스가 낮을수록 건강통제위 특성이 높았다.

생물학적 요인, 자아존중감이 높을수록, 스트레스가 낮을수록 지각된 건강상태 정도가 높았으나 체형에 대한 인식과 비만수준에 의한 영향은 유의하지 않았다.

생물학적 요인, 자아존중감, 건강통제위, 지각된 건강상태, 자기효능감이 높을수록 행위의도가 높았으나 체형에 대한 인식, 비만수준, 스트레스는 행위의도에 유의한 영향이 없었다.

비만수준, 생물학적 요인, 자아존중감, 건강

통제위, 지각된 건강상태, 자기효능감, 행위의도가 높을수록 체중조절행위 실천정도가 높았으나 체형에 대한 인식, 스트레스는 체중조절행위에 유의한 영향이 없었다. 가설적 모형에서 χ^2 통계량, 표준 χ^2 에서 부분적으로 모형의 수정이 필요하므로 모형의 부합도를 높이고 간명한 모형을 얻기 위해 수정하였다.

모형을 수정한 결과 모형의 부합도는 $\chi^2 = 215.62$, 표준 $\chi^2(\chi^2/df) = 6.34$, GFI=0.970, AGFI=0.931, NFI=0.902, TLI=0.901, CFI=0.915, RMSEA=0.070로 가설적 모형보다 우수한 모형을 구축할 수 있었다.

수정모형에서 체중조절행위에 영향을 주는 요인은 자기효능감, 지각된 건강상태, 연령, 행위의도, 건강통제위, 자아존중감, 비만수준, 스트레스의 순으로 유의하게 나타났으며 이들 요인에 의한 설명력은 42.7%였다.

참 고 문 헌

- 건강보험심사평가원. 2003 건강보험 심사평가 통계 연보. 건강보험심사평가원, 2003.
- 국민건강보험공단. 한국인의 비만 특성에 관한 조사. 국민건강보험공단, 2005.
- 김영임, 김윤돌. 일부 지역 여중생의 체중 변이 양상과 체중조절 행위에 관한 연구. 한국학교보건학회지 1995;8(1):155-166.
- 김옥수, 김선화, 김애정. 남녀 고등학생들의 비만도, 체중조절행위, 자아존중감에 대한 비교 연구. 성인간호학회지 2002;14(1):53-61.
- 김은희. 여대생의 체형인식에 영향을 미치는 요인에 관한 연구[석사학위논문]. 서울: 서울대학교 보건대학원, 2000.
- 김정희. 비만 성인의 건강 관련 행위[석사학위논문]

- 문]. 서울: 서울대학교 대학원, 1996.
- 김혜영. 비만 여성의 식생활 행동 특성과 체중조절 프로그램실시에 관한 연구[석사학위논문]. 서울: 연세대학교 대학원, 1998.
- 류호경. 청년기 여성의 체중조절행동 유발요인에 관한 연구[박사학위논문]. 대구: 계명대학교 대학원, 1998.
- 박미영. 대학생의 건강증진생활양식과 관련요인연구[석사학위논문]. 서울: 서울대학교 대학원, 1993.
- 박선희. 서울시내 여중생의 다이어트 행위 실태와 관련요인 분석[석사학위논문]. 서울: 서울대학교 대학원, 2000.
- 박소영. 비만 및 정상여고생의 영양관련 지식과 식습관에 관한 비교연구[석사학위논문]. 서울: 이화여자대학교 대학원, 2000.
- 박유신. 종합적 체중조절 프로그램이 폐경전 비만 여성의 식행동, 비만도 및 합병증 위험인자에 미치는 영향[박사학위논문]. 서울: 한양대학교 대학원, 2000.
- 박정숙. 운동프로그램이 비만 여대생의 신체조성과 체력에 미치는 영향[석사학위논문]. 대구: 계명대학교 대학원, 2004.
- 박재순. 중년후기 여성의 건강증진행위 모형구축 [박사학위논문]. 서울: 서울대학교 대학원, 1995.
- 서연옥. 중년여성의 건강증진생활방식에 관한 구조 모형[박사학위논문]. 서울: 경희대학교 대학원, 1994.
- 서현미. 노인의 건강증진행위 모형 구축[박사학위논문]. 서울: 서울대학교 대학원, 2001.
- 신지영. 일부 성인여성의 체중조절 행태에 관한 조사[석사학위논문]. 서울: 이화여자대학교 대학원, 2001.
- 안혜윤. 일부 성인여성의 체중조절행위의도와 건강통제위 성격과의 관계 연구[석사학위논문]. 서울: 서울대학교 대학원, 2003.
- 오복자. 위암환자의 건강증진행위와 삶의 질 예측 모형[박사학위논문]. 서울: 서울대학교 대학원, 1994.
- 오현주. 서울시내 남녀 중학생의 체중조절 관심과 체위별 식행동에 관한 연구[석사학위논문]. 서울: 숙명여자대학교 대학원, 1998.
- 윤순녕, 김정희. 제조업 여성 근로자의 건강증진행위 관련 요인 분석: Pender의 건강증진모형 적용. 한국산업간호학회지 1999;8(2):130-140.
- 이방자. 여자대학생의 섭식태도와 체중조절에 대하여. 대구교육대학교 초등교육연구논총 2002;18(2):195-209.
- 이상미. 간호연구와 인과모델: LISREL을 이용한 구조 모형 중심으로. 간호학 탐구 1994;3(2):94-100.
- 이수현. 비만 여중생의 신체상 만족도 및 폭식행동이 우울에 미치는 영향[석사학위논문]. 서울: 중앙대학교 대학원, 2000.
- 이순목. 공변량 구조분석. 서울: 성원사, 1990.
- 이정임. 비만 아동의 자기효능감과 건강증진행위에 관한 연구[박사학위논문]. 경북: 경산대학교 대학원, 2001.
- 이종렬. 고혈압환자의 생활양식과 삶의 질에 관한 구조 Model[박사학위논문]. 대구: 계명대학교 대학원, 2003.
- 이태화. 건강증진행위에 영향을 미치는 변수분석 [석사학위논문]. 서울: 연세대학교 대학원, 1989.
- 이향숙. 도시지역 실업계 여고생의 비만도에 따른 체중조절 양상[석사학위논문]. 대전: 충남대학교 대학원, 1997.
- 임미영. 한국 대학생의 건강증진행위 예측 모형 구축[박사학위논문]. 서울: 연세대학교 대학원, 1998.
- 전미숙. 여성의 체중관리 실태와 관련 요인[석사학위논문]. 경북: 대구한의대학교 대학원, 2004.
- 정승교. 여중생의 제형지각에 따른 체중조절 실태, 신체상, 자아존중감 및 우울. 세명논총, 1998;7:619-632.
- 정승교. 일부 여대생의 체중조절 실태 및 신체상. 보건교육·건강증진학회지 2001;18(3):163-175.
- 조선훈. LISREL 구조방정식모델. 서울: 영지문화사, 1996.

- 조선진, 김초강. 일부 여대생의 비만수준 및 체중 조절형태가 스트레스에 미치는 영향. *한국보건교육학회지* 1997;14(2):1-15.
- 최수전. 초등학교 아동의 식이 자기효능감과 신체 활동 자기효능감에 관한 연구[석사학위논문]. 서울: 서울대학교 대학원, 1998.
- 최정명. 청소년의 흡연행위 예측모형 구축[박사학위논문]. 서울: 서울대학교 대학원, 2000.
- 홍미령. 비만인의 자기 조절 행위와 체중조절에 관한 구조 모형[박사학위논문]. 서울: 경희대학교 대학원, 1995.
- Bray GA. The obese patient. W. B. Saunders, 1976.
- David AD. Physical activity determinants: A social cognitive approach. *Official Journal of the American College of Sports Medicine* 1994;26(11):1395-1399.
- Dishman RK, Sallis JF, Obstein DR. The determinants of physical activity and exercise. *Public Health Reports* 1985;100:158-171.
- Gardner RM, Friedman BN, Jackson NA. Body size estimations, body dissatisfaction, and ideal size preferences in children six through thirteen. *J. Youth Adolesc.* 1999;28(5):603-618.
- George L, Beatrice SK. Obesity pathophysiology, psychology and treatment. Chapman and Hill, 1994.
- Gittelsohn J et al. Body image concepts differ by age and sex in ab ojibway cree community in Canada. *J. Nutr.* 1996;126:2990-3000.
- Guy S et al. Measurement of self-efficacy for diet-related behaviors among elementary school children. *Journal of School Health* 1995;65(1):23-27.
- Henderson DC et al. A double-blind, placebo-controlled trial of sibutramine for olanzapine-associated weight gain. *The American Journal of Psychiatry* 2005;162:954-962.
- Kemper KA et al. Black and white females' perceptions of ideal body size and social norms. *Obesity Res.* 1994;2(2):117-126.
- Killeen M. Health promotion practices of family care givers. *Health Values* 1989;13(4):3-10.
- Kuczmarski RJ et al. Increasing prevalence of overweight among US adults: The national health and nutrition examination surveys 1690 to 1991. *JAMA* 1994;272:205-211.
- Mathew MC, David BA, Raymond SN. Self-efficacy in weight management. *Journal if consulting and clinical psychology* 1991;59(5):734-739.
- McMurray RG et al. The influence of physical activity, socioeconomic status, and ethnicity on the weght status of adolescents. *Obesity Research* 2000;8:130-139.
- Mendelson BK, White DR. Relation between body-esteem of obese and normal children. *Perceptual and Motor Skills* 1982;54:899-905.
- Mendelson MJ, Mendelson BK, Andrew J. Self-esteem, body-esteem, and body-mass in late adolescence is a competence importance model needed. *J. Appl. Dev. Psychol.* 2000;21(3):249-266.
- Pender NJ. Health promotion in nursing practice. 3rd ed. Stamford, Appleton and Lange, 1996.
- Pender NJ et al. Predicting health promoting lifestyles in the workplace. *Nursing Research* 1990;39(6):326-332.
- Pesa JA, Syre TR, Jones E. Psychosocial differences associated with body weight among female adolescents: The importance of body image. *J Adolesc Health* 2000;26(5):330-337.
- Racette SB. Weight changes, exercise and

- dietary patterns during freshman and sophomore years of college. *Journal of American College Health* 2005;53:245-251.
- Rauckhorst LM. Health habits of elderly widows. *Journal of Gerontological Nursing* 1987;13(8):19-22.
- Rosen JC, Gross J. Prevalence of weight reducing and weight gaining in adolescent girls and boys. *Health Psychology* 1987;6:131-147.
- Rosenberg M. Society and the adolescent self-image. Princeton University Press, 1965.
- Ross CE. Overweight and depression. *Journal of Health and Social Behavior* 1994;35(1):63-79.
- Ross R et al. Reduction in obesity and related comorbid conditions after diet induced weight loss or exercise induced weight loss in men. *Annals of Internal Medicine* 2000;133(2):92-103.
- Sallis JF. Explanation of vigorous physical activity during two years using social learning variables. *Social Science medicine* 1992;34(1):25-32.
- Schachter S. Recidivism and self-cure of smoking and obesity. *American Psychologist* 1980;37(4):436-444.
- Schifter DE, Aizen I. Intention, perceived control, and weight loss. *An application of the theory of planned behavior* 1985;49(3):843-851.
- Schwartz F. Obesity of obese females: The relationship among personality characteristics, dieting, and weight. *AAOHN Journal* 1993;41(10):504-509.
- Speake DL, Cowart ME, Pellet K. Health perceptions and lifestyles of the elderly. *Research in Nursing and Health* 1989;12:93-100.
- Stewart GT et al. Gender differences in physical activity and determinants of physical activity in rural fifty grade children. *Journal of school health* 1996;66(4):145-149.
- Stuart GW, Sundeen SJ. Principle and Practice of Psychiatric Nursing. St. Louis. Mosby Company, 1983.
- Thompson JK, et al. Development of body image, eating disturbance, and general psychological functioning in female adolescents. *Covariance Structure Modeling and Longitudinal Investigations* 1995;18(3):221-236.
- Wallston KA, Wallston BS, Devellis R. Development of multidimensional health locus of control(MHLC) scales. *Health Education Monographs* 1978;6:160-170.
- White J. The process of embarking on a weight control program. *Health Care for Women International* 1984;5:77-91.
- WHO(World Health Organization). Obesity, preventing and managing the global epidemic: Report of a WHO consultation on obesity. World Health Organization, 1980.
- Wilson GT. Relation of dieting and voluntary weight loss to psychological functioning and binge eating. *Annals of Int. Med.* 1993;119:727-730.

<ABSTRACT>

A Study on the Development of Weight Controlling Health Behavioral Model in Women

Yeun-Suk Jeun* · Jong-Ryol Lee** · Chun-Man Park**

**Department of Cosmetology, Dong-u College*

***Department of Public Health, Keimyung University*

This study was intended to describe women's weight controlling by creating a hypothetic model on the weight adjustment behavior and by examining a cause and effect relationship, and to contribute to countermeasures for practicing their promotion of health and improving the quality of life through creating a predictable model.

The subject of study was women who utilize the beauty shop located in Seoul, Busan and Daegu and the study period was 12 weeks from July 10 to September 30 in 2004. Gathered 1093 person's general specialty related with weight adjustment and analyzed covariance to prove the hypothesis using statistics compiled from authentic sources. Also proved coincidence of the hypothetical model.

Exogenous variables of the hypothetical model are composed of recognition of her body shape, fatness level, age, stress, and self-respect. Endogenous variables are health-control mind, recognized health state, self-efficacy, intention, and behavior of weight adjustment. There were 5 measured variables for exogenous variable(x). There were 8 measured variable(y) for exogenous variable. And coincidence $\chi^2=297.38$, standard $\chi^2(\chi^2/df)=7.08$, GFI=0.962, AGFI=0.917, NFI=0.875, TLI=0.794, CFI=0.889, RMSEA=0.075.

The result of hypothesis had an epoch-making record that 20 out of 27 hypothesis was proved positive way.

Generally weight adjustment has been highly seen in housewives, the married and the old age.

Health control mind seems to be high as fatness level, age, and self-respect are high and low stress.

Recognized health state is high as age and self-respect are high and low stress. However, it is not much related with recognition of her body shape and fatness level.

If age, self-respect, health control mind, recognized health state and self-efficacy are high intention of behavior is also high, but intention of behavior has no relation with recognition of her body shape, fatness level and stress.

If fatness level, age, self-respect, health control mind, recognized health state and self-efficacy and intention of behavior are high, execution of weight adjustment will be high. However, recognized health state and stress has no influence for weight adjustment.

To increase the coincidence of hypothesis and take a simple model I modified a model and then I got the coincidence $\chi^2=215.62$, standard $\chi^2(\chi^2/df)=6.34$, GFI=0.970, AGFI=0.931, NFI=0.902, TLI=0.901, CFI=0.915, RMSEA=0.070. This result is a bit better than original hypothetical model's so that this model

might be more suitable.

In this modification model, the factors of weight adjustment seems to be high according to this order self-efficacy, recognized health state, age, intention, health control mind, self-respect, fatness level and stress.

With this result I suggest ;

1. Enforcement of IR that everybody can be controlled weight adjustment herself and continuous education, which is related with regular habit (food, exercise, restriction of a favorite food and behavior training etc.) is also needed.
2. Because self-efficacy is influenced to execution of weight adjustment specific program which can increase self-efficacy should have to develop and we need to utilize it to take care of herself.
3. To protect fatness and be active weight adjustment the peculiar program including the concept of self-respect, recognized health state, health control mind and intention must be developed and not only women but also all of people should be educated.
4. This hypothetical model is forecasting women's weight adjustment behavior and can be utilized for fundamental data to increase those people's health

Key words : Weight Control, Women, Beauty Shop, Structural Equation Model