

구조방정식 모형의 모수값과 적합도에 대한 민감도 분석

또래집단과 청소년의 포부에 관한 모형을 중심으로

이 명 진*

I. 머리말

최근에 활발히 활용되고 있는 구조방정식 모형(structural equation model)은 한국 사회과학계의 경험적 연구의 가능성을 넓혔다는 점에 매우 고무적인 일이다. 즉 많은 사회과학의 개념이 단일한 측정치로 표현할 수 없고 여러 행동에 부분적으로 나타나는 현실에 비추어, 구조방정식 모형에서 도입하고 있는 잠재변수 혹은 이론변수는 그러한 개념을 계량적으로 분석할 수 있는 길을 열었다고 볼 수 있다(이순목, 1991). 이러한 구조 방정식의 활용 예는 계층, 정치, 노동, 가족 등 다양한 형태의 사회과학 연구 주제에서 발견할 수 있다(Park, 1991; 정이환, 1996; 이현우, 1997; 고종욱, 1999).

그러나 이러한 활발한 활용에 비해 다른 통계학 기법들처럼 구조방정식 모형이 가지고 있는 문제점에 관해서는 충분한 토의가 이루어지고 있는 못한 듯하다. 이러한 상황은 근본적으로 구조방정식 모형의 적용이나 활용에 있어서 복잡성에서 기인하고 있다. 즉 모형적용의 복잡성으로 인해 많은 연구자들이 구조방정식 모형적용에 따른 이점에만 급급한 나머지, 그러한 모형의 약점을 이해하지 못하거나 관심을 기울이고 있지 않다고 보여진다. 통계기법의 부적절한 적용에 따른 이러한 문제점은 때로는 경험연구의 결과에 있어서 신뢰성에 문제를 야기할 수도 있을 것이다.

본 논문은 구조방정식 모형을 사용하는데 있어서 발생하는 연구자들의 전형적인 문제점이 어떠한 것이 있고 이러한 문제점은 연구결과에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴본다. 이를 통해 구조방정식을 경험자료에 적용하는데 있어서 연구자들은 어떠한 점에 유의해야 하는가를 보여주하고자 한다. 연구의 전 과정에 있어서 사용되는 연구의 예는 던칸 외(Duncan et al., 1968)가 발표한 또래집단(peer group)과 청소년의 포부(ambition)간의 관

*서울대 사회발전연구소

계를 다룬 경험연구이다. 상당히 오래 전의 자료임에도 불구하고 이 자료를 선택한 이유는 몇 가지가 있다. 첫째, 이 자료를 분석한 연구자들은 경험자료의 분석에 있어서 가장 권위가 있는 연구자들이다. 특히 던칸은 사회과학 연구에 이러한 구조방정식모형을 실질적으로 도입한 대표적인 연구자이다. 따라서 분석방법이나 절차 그리고 자료가 다른 연구자들보다는 신뢰도가 높다고 생각된다. 둘째, 구조방정식을 사용한 대부분 연구들의 모형은 그 구조가 매우 복잡하다. 구조자체를 기술하는 것도 용이한 일이 아니다. 던칸 등이 사용하고 있는 모형은 비교적 간단한 구조를 가지고 있으면서도, 많은 구조방정식에서 다루고 있는 요소, 예를 들면, 내생변수(endogenous variable), 외생변수(exogenous variable), 관찰변수(observed variable)와 인과관계(causal relation) 그리고 상호관계(reciprocal relation) 등 이들 요소사이의 다양한 관계를 다루고 있다.

II. 자료 및 모형

던칸 외(1968)는 그들의 논문에서 1957년 미국 미시간 지역의 329명의 17세 고등학생을 대상으로 인생에 있어서 포부를 조사한 자료를 사용하였다. 그들 논문의 가장 중요한 주제는 청소년이 갖게 되는 인생에 있어서 포부가 지능, 부모의 소망, 사회경제적 배경 같은 개인적인 요소에 영향을 더 받는다 아니면 또래집단(가장 친한 친구의 포부)의 영향을 더 받는다를 살펴보는 것이다. 그들은 결론에서 또래집단의 영향을 배제하는 것은 아니지만, 전자의 개인적인 배경변수가 청소년의 포부에 더 큰 영향을 미치고 있다고 본다.

이들이 사용한 구조방정식과 관련된 문제점을 다루기 위하여 여러 가지 방법이 있겠지만, 본 연구에서는 자료나 모형의 조건(예를 들면, 자료 수, 오류모형)을 달리하는 다양한 상황에서 구조방정식 모형의 통계적 결과는 어떻게 다른가를 살펴본다. 특히, 본 연구에서는 실제 많은 연구들이 그러하듯 특정 인과관계를 배제하고, 사례수를 달리 하여 모수(parameter)를 추정하고, 그러한 모형들의 적합도(goodness of fit)를 살펴본다. 다시 말하자면, 일단 사례수만을 조작하여 모의자료를 만들고, 이러한 모의자료에 원 모형과는 다른 여러 가지 형태의 모형을 적용해 모수(감마값과 베타값) 추정치를 비교하고 전체모형의 적합도를 적용모형 혹은 영가설 기각율을 중심으로 살펴본다.

이를 위해서는 원자료의 변수들간의 내부적인 관계는 유사하나 조건이 다른 다양한 모의자료를 산출할 필요가 있다. 그러나 실제자료는 공개된 자료는 아니고 단지 논문에 상관관계 행렬(correlation matrix)형태로 보고되었다.¹⁾ 따라서 첫 번째 작업은 원자

1) 기본적으로 구조방정식 모형을 적용하기 위해서는 상관관계 행렬이 아니라 공분산 행렬(covariance matrix)을 분석하여야 한다. 상관관계 행렬분석은 연구자가 의도하지 않은 몇

료와 유사한 변수관계를 가진 자료를 구성하는 것이고, 두 번째 작업은 우리가 관심을 가지고 있는 분석에 영향을 끼칠 것으로 예상되는 각종 요인들의 특성을 고려하여, 다양한 형태의 모의자료(simulated data)를 만드는 것이다. 모의자료는 컴퓨터 프로그램에 의하여 만들어졌다. 여러 가상자료의 특징에 따른 분석결과를 비교하기 위하여 몬테 카를로 시뮬레이션기법(monte carlo simulation)이 사용된다(Hammersley, 1964; Bartlett, 1967; Mooney, 1997). <표 1>은 던칸 등이 논문에서 공개한 상관관계 행렬이고, <그림 1>은 이들의 구조방정식 모형을 도표로 나타낸 것이다.

<표 1> 관찰변수사이의 상관관계(원자료)

	x1	x2	x3	y1	y2	x4	x5	x6	y3	y4
x1	1.0000									
x2	.1839	10000								
x3	.2220	.0489	1.0000							
y1	.4105	.2137	.3240	1.0000						
y2	.4043	.2742	.4047	.6247	1.0000					
x4	.3355	.0782	.2302	.2995	.2863	10000				
x5	.1021	.1147	.0931	.0760	.0702	.2087	10000			
x6	.1861	.0186	.2707	.2930	.2407	.2950	-.0438	10000		
y3	.2598	.0839	.2786	.4216	.3275	.5007	.1988	.3607	10000	
y4	.2903	.1124	.3054	.3269	.3669	.5191	.2784	.4105	.6404	10000

주: 1) Duncan et al. (1968)에서 인용.

2) REINTGCE(x1)- 응답자의 지능; REPARASP(x2)-응답자 부모의 열망; RESOCIEC(x3)- 응답자의 가정배경; BFINTGCE(x4)- 친구의 지능; BFPARASP(x5)-친구 부모의 열망; BFSOCIEC(x6)-친구의 가정배경; REOCCASP(y1)- 응답자의 직업에 대한 열망; REEDASP(y2)- 응답자의 교육에 대한 열망; BEOCCASP(y3)- 친구의 직업에 대한 열망; BFEDASP(y4)- 친구의 교육에 대한 열망

모의자료를 만드는 과정은 다음과 같다. 원자료에서 나타난 변수들간의 관계를 모방하기 위해서 외생변수를 구성하는 관찰변수들간의 상관관계 행렬에 단일치 분해(eigenvalue decomposition)기법을 적용하여 단일치와 단일벡터를 구한다. 이렇게 구해진 단일치와 단일벡터를 평균이 0이고 표준편차가 1인 정규-무작위 숫자(normal random number) 발생기에서 만들어진 행렬에 적용하여 여섯 개의 관찰변수를 만든다. 특히, 여기에서는 외생변수가 단일 관찰변수만으로 구성되어 있는 경우이기 때문

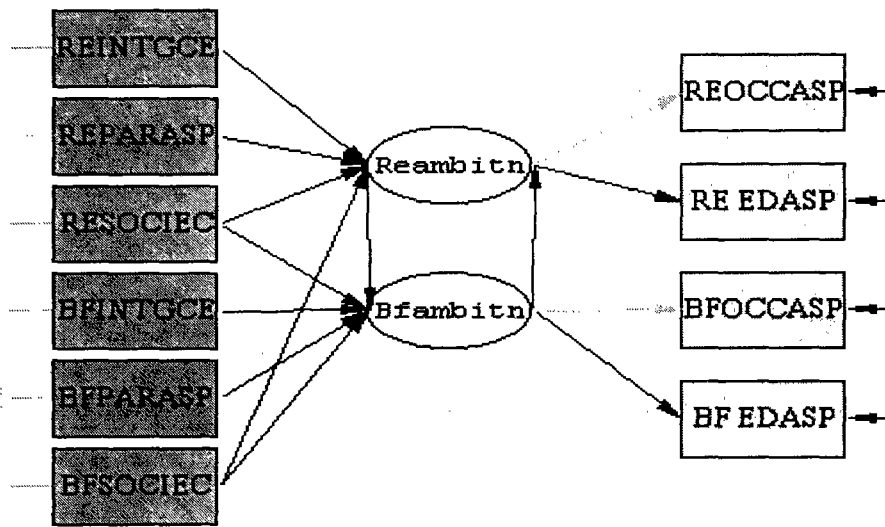
까지 문제점을 발생시킨다(Cudeck, 1989).

에 여섯 개의 외생변수가 만들어진다고 볼 수 있다. 이러한 외생변수와 오류치를 이용하여 다음과 같은 구조방정식 모형에 적용하여 내생변수를 구한다.²⁾

$$\eta = -B^{-1}\Gamma x - B^{-1}\zeta,$$

여기서 B 는 베타값 행렬이고, Γ 는 감마값 행렬, x 는 외생변수 행렬, 그리고 ζ 는 오류항(error term) 행렬이다. 이러한 식을 이용해서 두 개의 내생변수가 구해지면 이를 이용하여, 이들 내생변수에 대한 4개의 관찰변수를 만든다. 이렇게 해서 여섯 개의 x 관찰변수와 네 개의 y 관찰변수가 구해지면, 이들 10개의 관찰변수 사이의 공분산 행렬을 구하여 구조방정식 모형을 적용한다.

<그림 1>



* REINTGCE- 응답자의 지능; REPARASP-응답자 부모의 열망; RESOCIEC-응답자의 가정배경; REAMBITN- 응답자의 포부; BFINTGCE- 친구의 지능; BFPARASP-친구 부모의 열망; BFSOCIEC-친구의 가정배경; BFAMBITN- 친구의 포부; REOCCASP- 응답자의 직업에 대한 열망; REEDASP- 응답자의 교육에 대한 열망; BEOCCASP- 친구의 직업에 대한 열망; BFEDASP- 친구의 교육에 대한 열망

2) 모형자체가 응답자와 가장 친한 친구의 포부에 관해 동시에 살펴보는 것이기 때문에--- 어떤 이론적인 근거가 없는 한---굳이 이들간의 감마값이나 베타값의 차이가 나타나는 원자료의 결과를 그대로 이용할 필요는 없다. 표본의 문제 등 다른 요인이 영향을 미쳤을 것이라는 가정 하에 본 연구에서는 응답자와 가장 친한 친구의 계수가 동일할 것이라고 보고 이들의 평균치를 이용하여 모의자료를 만들었다.

Ⅲ. 자료분석

1. 모수추정

<표 2>는 던칸 등이 보고한 상관관계표와 최종모형을 이용하여 표준화된 (standardized) 감마값과 베타값 크싸이 값을 산출한 결과와 저자들이 작성한 모의자료를 1,000회 반복하여 산출되는 결과들의 평균값을 비교한 표이다. 모의자료는 각각 250, 329, 500, 1,000으로 사례수를 달리하여 사용하였다. 구체적인 각 모수 추정치는 원자료와 모의자료 사이에 약간의 차이가 있으나, 전반적인 모습은 유사하다. 즉, 외생변수가 내생변수에 영향을 미치는 감마값의 경우를 보면, 응답자의 지능이 응답자의 포부에 가장 큰 영향을 미치고, 그 다음으로는 응답자의 사회경제적 배경이 포부에 영향을 미친다. 이러한 외생변수의 영향은 응답자의 가장 친한 친구에 대해서도 유사하다. 단지, 원자료에서는 응답자의 가장 친한 친구의 경우에 지능이 포부에 미치는 영향이 상대적으로 큰 반면에 ($\gamma_{11}=.33$ 과 $\gamma_{42}=.42$), 모의 자료에서는 사례수와 관계없이 응답자의 경우와 응답자의 가장 친구 사이에 큰 특징은 없다 ($\gamma_{11}=.29$ 과 $\gamma_{42}=.29$). 이론적으로 응답자나 가장 친한 친구의 경우가 다를 이유는 없으므로, 원자료에서 계수의 차이는 아마도 표본추출 과정에서 비롯된 것으로 보여진다. 내생변수들 끼리의 영향을 나타내는 베타값은 원자료나 ($\beta_{12}=.22$ 와 $\beta_{21}=.20$) 모의자료나 유사하다 ($\beta_{12}=.21$ 과 $\beta_{21}=.20$ 혹은 $.21$).

<표 2> 원자료와 모의자료의 모수 추정값

모수	원자료 n=329	모의자료 n=250	모의자료 n=329	모의자료 n=500	모의자료 n=1,000
γ_{11}	.33	.290	.291	.292	.291
γ_{21}	.21	.153	.154	.155	.156
γ_{31}	.28	.204	.210	.206	.210
γ_{32}	.07	.070	.069	.070	.072
γ_{42}	.42	.292	.291	.290	.292
γ_{52}	.19	.156	.155	.155	.154
γ_{62}	.28	.211	.210	.211	.209
γ_{61}	.09	.069	.070	.071	.069
β_{12}	.22	.204	.210	.208	.206
β_{21}	.20	.212	.209	.214	.212
Ψ_{12}	-.04	.004	-.118	-.000	.004

주: 1) 모의자료의 추정치는 시뮬레이션을 통해 얻어진 추정치들의 평균값이다.

2) 시뮬레이션은 1,000회 반복하였다.

이렇게 모의자료가 원자료의 변수들간의 내부관계를 성공적으로 복제했다는 사실을 기반으로 다음 단계에서는 원래모형을 변형한 모형을 다시 말하자면 오류모형 (misspecified model)을 사례수만을 달리하는 몇 가지의 형태의 모의자료에 적용하여 산출된 감마값과 베타값의 평균값을 알아보고자 한다. <표 3>은 사례수가 250명인 경우의 모의자료에 3개의 오류모형을 적용하여 산출된 결과를 보여주고 있다. 산출된 결과는 모의자료에 1,000회 반복하여 적용한 구조방정식 모형의 모수 추정치의 평균값이다.

원래의 진짜모형에 대비되는 다수의 오류모형이 존재한다. 원모형에 없었던 인과관계(causal relation)나 상호관계(reciprocal relation)를 추가하기도 하고, 어떤 경우에는 기존의 인과관계나 상호관계를 배제하기도 한다. 본 연구에서는 일반적인 구조방정식 모형을 실제 자료에 적용할 때 흔히 연구자들이 관행적으로 해오는 방법 즉 가장 모수의 값이 가장 작고 t-값도 작은 모수를 배제함으로써 감마와 베타 계수값은 어떻게 변하는지를 보여주고자 한다.

<표 3> 모의자료의 모수 측정값 (n=250)

	(1)	(2)	(3)
모수	$\gamma_{31}=0$	$\gamma_{62}=0$	$\gamma_{31}=0, \gamma_{62}=0$
γ_{11}	.281	.280	.268
γ_{21}	.150	.150	.142
γ_{31}	.224	.220	.213
γ_{32}	.000	.000	.000
γ_{42}	.283	.279	.266
γ_{52}	.149	.148	.146
γ_{62}	.203	.204	.216
γ_{61}	.073	.070	.000
β_{12}	.311	.210	.316
β_{21}	.207	.310	.315
ψ_{12}	-.058	-.064	-.122

주: 1) 모의자료의 측정치는 시뮬레이션을 통해 얻어진 측정치들의 평균값이다.
2) 시뮬레이션은 1,000회 반복하였다.

<표 3>은 사례수가 250인 모의자료에 모형을 적용한 결과를 보여주고 있다. 첫 번째 모형은 원모형에서 상대적으로 값이 작은 감마값, 즉 응답자의 포부와 가장 친한 친구의 사회경제적 배경과의 인과관계³⁾만을 배제한 모형을 모의자료에 적용하였다. 감마값은 대체로 원자료에서 나타난 결과와 유사하다. 지능이 포부에 가장 큰 영향을 끼친다. 그러나 베타값을 보면 전혀 다른 결과가 나타난다. 즉, 원자료에서는 외생변수에 비해 상대적으로 적은 영향을 주고 있는 내생변수간의 관계가 모의자료에서는 달라진다. 모의자료에서는 응답자의 포부가 가장 친한 친구의 포부에 미치는 영향을 의미하는 모수(β_{12}) 추정치가 다른 어떤 모수보다 더 크다. 여기에서는 응답자의 포부와 가장 친한 친구의 포부 상호간의 모수의 값이 틀려지는 상황이 벌어진다.

두 번째로는 역시 상대적으로 작은 감마값을 보여주는 가장 친한 친구의 포부에 미치는 응답자의 사회경제적 영향을 배제한 모형을 적용하였다. 이 모형은 결과는 앞서의 경우와 마찬가지로 감마의 값은 변화가 없으나 가장 친한 친구의 포부가 응답자의 포부에 미치는 영향을 의미하는 모수(β_{21}) 추정치가 증가한다. 여기에서도 앞서의 경우와 마찬가지로--특별한 이론적 근거가 없음에도 불구하고--응답자의 포부와 가장 친한 친구의 포부 상호간의 모수의 값이 틀려지는 상황이 벌어진다.

마지막으로는 앞서의 두 감마값을 배제한 모형을 배제하였다. 이 모형의 결과는 감마값들이 원자료에 비해 대체로 작아지고, 베타값은 커지는 것을 보여주고 있다. 특히 베타값은 원자료가 .22와 .20인 반면에 .32와 .32로 바뀌게 된다. 이 모형에서는 앞서의 다른 두 모형과는 달리 응답자의 포부와 가장 친한 친구의 포부 사이의 상호관계를 나타내는 두 모수의 값이 유사하게 나타난다.

동일한 기법이 사례수가 500인 모의자료와 1,000인 모의자료에도 적용된다. 결과를 살펴보면, 적어도 모수추정을 하는 데 있어서만큼은 사례수는 문제가 아닌 듯 하다. 사례수가 500명인 경우와 1,000명의 경우도 앞서의 250명의 경우와 크게 다르지 않다. 응답자의 포부와 가장 친한 친구의 사회경제적 배경과의 인과관계(γ_{31})와 응답자의 가장 친한 친구의 포부와 응답자의 사회경제적 배경과의 인과관계(γ_{62})를 배제한 모형을 적용하면, 다른 인과관계나 상호관계의 값이 변한다. 전자의 인과관계가 배제된 모형을 적용하면, 감마값들은 거의 변하지 않지만 응답자의 포부가 가장 친한 친구의 포부에 미치는 영향(β_{12})의 값이 증가한다. 반면에 후자의 인과관계가 배제된 모형을 적용하면, 감마값들은 거의 변하지 않고 가장 친한 친구의 포부가 응답자의 포부에 미치는 영향(β_{21})이 증가한다. 그리고 전자와 후자 모두다 배제되면 감마값들은 대체로 작아진 반면에, 베타값은 모두 증가한다. <표 4>와 <표 5>는 각각 사례수가 500명인 경우와 1,000명의 경우의 결과를 보여주고 있다.

3) 원자료에서 γ_{32} 와 γ_{61} 의 t-값은 각각 1.20과 1.45이다.

<표 4> 모의자료의 모수 추정값 (n=500)

	(1)	(2)	(3)
모수	$\gamma_{31}=0$	$\gamma_{62}=0$	$\gamma_{31}=0, \gamma_{62}=0$
γ_{11}	.284	.279	.270
γ_{21}	.149	.151	.145
γ_{31}	.222	.204	.221
γ_{32}	.000	.068	.000
γ_{42}	.282	.281	.271
γ_{52}	.152	.148	.147
γ_{62}	.206	.222	.221
γ_{61}	.065	.000	.000
β_{12}	.304	.211	.305
β_{21}	.220	.315	.305
Ψ_{12}	-.067	-.066	-.116

주: 1) 모의자료의 추정치는 시뮬레이션을 통해 얻어진 추정치들의 평균값이다.
 2) 시뮬레이션은 1,000회 반복하였다.

<표 5> 모의자료의 모수 추정값 (n=1,000)

	(1)	(2)	(3)
모수	$\gamma_{31}=0$	$\gamma_{62}=0$	$\gamma_{31}=0, \gamma_{62}=0$
γ_{11}	.284	.284	.274
γ_{21}	.150	.151	.144
γ_{31}	.221	.204	.221
γ_{32}	.000	.069	.000
γ_{42}	.282	.285	.273
γ_{52}	.154	.150	.144
γ_{62}	.206	.222	.221
γ_{61}	.068	.000	.000
β_{12}	.302	.206	.304
β_{21}	.210	.302	.304
Ψ_{12}	-.059	-.055	-.120

주: 1) 모의자료의 추정치는 시뮬레이션을 통해 얻어진 추정치들의 평균값이다.
 2) 시뮬레이션은 1,000회 반복하였다.

2. 적합도(영가설 기각율)

앞서의 결과가 많은 연구자들이 하듯이--뚜렷한 이론적 근거가 없이--모수의 값이 작은 인과관계나 상호관계를 배제한 모형, 즉 오류모형을 적용할 때 나타나는 문제점 중에서 모수추정과 관련된 문제를 다루었다면, 이번 단계에서는 그러한 모형을 적용했을 때 전체모형의 적합도는 어떠한가를 살펴보기로 한다. <표 6>은 사례수가 250, 329, 500, 1,000인 네 가지 종류의 모의자료에 원모형, γ_{31} 를 배제한 모형, γ_{62} 를 배제한 모형, γ_{31} 과 γ_{62} 모두를 배제한 모형을 각각 적용할 때, 어느 정도 영가설을 기각하는가를 보여주고 있다.

원래 모형에서는 5%가량의 비율로, 적용된 모형이 참모형(true model)임에도 불구하고, 이를 기각하고 있다. 두 번째 모형에서는 사례수가 증가함에 따라 기각할 확률이 높아진다. 즉, 사례수가 커질수록 그 모형이 오류모형임을 적합도라는 측면에서 발견할 수 있는 확률이 커진다. 사례수가 250일 경우는 6.6%이지만, 사례수가 1,000일 경우는 11.9%로 커진다. 마찬가지로 세 번째 모형에서도 영가설을 기각할 확률은 높아진다. 사례수가 250일 경우에는 6.2%이지만 사례수가 1,000일 경우는 11.4%의 기각율을 보여주고 있다. 마지막으로 두 개의 인과관계를 배제한 모형을 적용했을 때, 사례수에 따라 많은 차이를 보여주고 있다. 사례수가 250일 때는 영가설을 기각할 확률은 9.4%이지만, 500일 경우는 11.2%이고 사례수가 1,000일 경우는 20.6%이다. 이러한 사실로 미루어 볼 때, 오류모형을 적용했을 때, 그리고 그러한 오류모형이 원래의 모형과 다르면 다를수록 사례수가 영가설 기각여부에 중요한 역할을 한다는 것을 알 수 있다.

<표 6> 모형(영가설) 기각율(%)

	n=250	n=329	n=500	n=1,000
원모형	5.1	5.5	5.6	5.8
$\gamma_{31}=0$	6.6	7.3	9.0	11.9
$\gamma_{62}=0$	6.2	7.0	7.5	11.4
$\gamma_{31}=0, \gamma_{62}=0$	9.4	9.1	11.2	20.6

주: 1) 시뮬레이션은 1,000회 반복하였다.

IV. 토 의

구조방정식 모형은 단일변수로 측정하기 힘든 추상적인 혹은 잠재적인 변수를 많이 사용하는 사회학, 심리학, 경영학 등에서 활발하게 쓰이고 있다. 특히 잠재적 변인들 사이의 선형적인 인과관계를 상정하고 있다는 점 때문에 다양한 연구결과물을 내놓는 것도 사실이다. 그러나 많은 구조방정식을 사용하는 연구들은 이론이나 자료라는 면에서 문제점을 노출하고 있다. 현존하는 이론이 구체적인 모형을 정확하게 확립해 놓고 있지 않으면, 연구자들은 실제 자료분석을 위해 이론적으로 애매한 모수를 포함한 모형을 사용한다. 때로는 관심대상이 되는 특정 변수의 설명력을 높이거나 전체적인 모형의 적합도를 높이기 위해 특정 모수를 배제하기도 한다. 어떤 경우는 통계적 모형이 요구하는 적절한 조건(예를 들면, 변수의 분포나 사례수)을 충족하지 못함에도 불구하고 세련된 통계적 기법이라는 점 때문에 구조방정식 모형을 사용하기도 한다.

본 연구는 이러한 잠재적인 오류로 인해 구조방정식의 결과가, 특히 모수 추정과 모형적합도라는 측면에서 어떻게 달라지는가를 살펴보았다. 개인의 포부에 미치는 또래집단의 영향을 살펴본 던칸 등의 연구를 사례로 삼아, 원자료에서 나타난 변수들 간의 관계를 흉내내어 모의자료를 만들고, 이러한 모의자료에 많은 연구자들이 하듯이 상대적으로 값이 작고 통계적으로 유의미하지 않은 인과관계를 배제한 후 모수와 적합도가 어떻게 틀려지는가를 살펴보았다.

분석결과는 첫째, 연구자들의 주된 관심이 아니고 그 값도 작은 인과관계라 할지라도 그러한 인과관계를 배제한 모형은 원래 모형과는 다른 결과를 산출할 수도 있다. 때로는 연구자로 하여금 전혀 다른 결론을 내리게도 한다. 둘째, 이렇게 오류모형을 적용할 때, 사례수는 영가설을 기각할 가능성과 관련이 깊다. 오류의 정도가 클수록 사례수는 영가설을 기각하는데 중요하다고 보여진다.

<참고문헌>

- 고종욱. 1999. "인성 특성이 직무만족도에 미치는 영향." 한국사회학 33: 359-387.
- 김기환. 1996. "이론 및 방법론 : 다변량선형모형 분석방법의 비교 - MANOVA 와 LISREL." 후기사회학대회: 105-106. 이순목. 1991. 공변량분석. 서울: 성지사.
- 이현우. 1997. "LISREL 기법을 이용한 기권에 미치는 심리적 요인분석: 15대 총선을 대상으로." 9월레발표회: 155-179.
- 정이환. 1997. "자동화기술, 직무상황과 노동자의식." 한국사회학 31. pp. 331-355.
- 최창현. 1999. "조직구조와 혁신의 관계에 대한 연구: 선형구조관계 (LISREL) 모형의 적용." 한국행정학보 28, No. 2: 469.
- 최목화, 김혜정. 1999. "LISREL 을 이용한 주거환경 평가 측정모델 개발 - 대전시 저소득층을 대상으로." 대한가정학회지 vol 33, No. 4: 157-173.
- 김영국, 박종희. 1996. "호텔산업에 있어서 학력수준이 직무태도에 미치는 영향 : LISREL 분석." 관광학 연구. Vol. 19, No. 2, pp. 214.
- APTECH SYSTEM, INC. 1994. *The GAUSS System Version 3.1.2* Maple Valley.
- Chatterjee, Sampri and Ali S. Hadi. 1988. *Sensitivity Analysis in Linear Regression*. New York: John Wiley & Sons.
- Long, J. Scott. 1993. *Markov: Statistical Environment for GAUSS*.
- _____. 1997. *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Thousand Oaks: Sage Publications.
- Hammersley, J. Michael. 1964. *Monte Carlo Methods*. New York: Wiley.
- Hanushek, Eric A. and John E. Jackson. 1977. *Statistical Methods for Social Scientists*. New York: Academic Press.
- Jasso, Guillermina and Mark R. Rosenzweig. 1990. *The New Chosen People: Immigrants in the United States*. New York: Russell Sage Foundation.
- Judge, G. G., W. E. Griffiths, R. C. Hill, H. Lutkepohi, and T.-C. Lee. 1985. *The Theory and Practice of Econometrics*. New York: Wiley.
- Kim, Jae-On. 1984. "An Approach to Sensitivity Analysis in Sociological Research." *American Sociological Review* 49:272-282.
- Land, Kenneth C. and Marcus Felson. 1978. "Sensitivity Analysis of Arbitrarily Identified Simultaneous-Equation Models." *Sociological Methods & Research* 6:283-308.
- MaFadden, D. 1983. "Econometric Analysis of Qualitative Response Models." In *Handbook of Econometrics*, edited by R. Griliches and A. Intrilligator, pp. 1395-1457. New York: Cambridge University Press.

- Moonely, Christopher. Z. 1996. *Monte Carlo Simulation*. Thousand Oaks: Sage.
- Neter, John, Michael H. Kutner, Christopher J. Nachtsheim, and William Wasserman. 1990. *Applied Linear Regression Models*. Chicago: Irwin.
- Rizzo, Fernando. 1995. *PROLOG*. <http://netec.mcc.ac.uk/~adnetec/CodEc/Gauss>.
- Cudeck, R. 1989. "The Analysis of Correlation Matrices using Covariance Structure Models." *Psychological Bulletin* 96.
- Duncan, Otis Dundley, Archibald O. Haller. Alejandro Portes. 1968. "Peer Influences on Aspirations: A Reinterpretation." *American Journal of Sociology* 74: 119-137.
- Kim, Jae-On. 1984. "An Approach to Sensitivity Analysis in Sociological Research." *American Sociological Review* 49:272-282.
- Park, Jungsun. 1991. "Sex-Role Attitude and Employment Status among Married Women." *Korea Journal of Population and Development* Vol. 20. No. 1: 23-46.