

자기검색척도(Self-Monitoring Scale)의 타당성 검정에 관한 연구

이 선 아*

I. 서 론

자기 검색척도(self-monitoring)는 Snyder(1974)가 자기 표현의 사회적 적절성에 대한 단서로서 사회적 상황에서 다른 사람의 표현과 자기 표현에 대한 민감도와 이들 단서를 자기 표현과 표현 행동을 조절하고 관리하는데 사용하는 개인적인 차이를 판별하기 위하여 설계된 척도이다(Snyder, 1974). 자기 검색 정도가 낮은 간호사의 경우 감정 및 심리적 변화가 여과없이 그대로 환자에게 전달된다면 간호사는 자기가 한 표현에 대해 이차적 부작용을 경험할 것이다. 그러므로 자기 검색과정을 통하여 자신의 심리적, 정서적 변화를 한번 더 여과하는 시간을 가지게 함으로써, 자신의 감정 및 심리적 변화과정을 통제할 수 있으리라고 본다.

따라서 본 연구에서 자기 검색 척도의 타당성을 검정하기 위해 간호사를 대상으로 한 이유는 특히 환자와 직접 상호작용하는 시간이 상대적으로 많은 간호사의 행동이 환자의 만족수준에 끼치는 심리적, 정신적 변화가 많기 때문에 자기 검색에 더 민감하리라고 보았기 때문이다.

본 연구결과에 의해 타당성 있는 자기 검색 척도를 다룬 대상자 특히, 과중한 업무에 놓인 간호사를 대상으로 하여 자기 검색도가 높은 사람과 낮은 사람간의 실무성과 혹은 제공된 간호에 대한 환자 만족도를 비교하는 연

구를 제안하며 이는 좀 더 나은 양질의 실무를 위한 간호사의 태도를 요구 할 것이다.

Snyder(1974)는 25개 문항으로 구성된 자기 검색도 척도를 제시하였고, Lennox와 Wolfe(1984)는 요인분석을 통해 이 척도의 타당성을 비판하고 13개 문항으로 구성된 자기 검색도 척도를 제시하였다.

이에 대해 Snyder와 Gangestad(1986)는 Snyder(1974)가 제시했던 25개 문항의 문제점을 보완하여 18개 문항의 자기 검색도 척도를 다시 제시하였다. 그 이후, 이 척도들에 대한 평가가 없이 3개 척도중 어느 하나가 사용되고 있다.

이처럼 자기검색도의 척도에 대한 합의를 이루지 못하고 있어, 본 연구는 이미 제시된 세 가지 자기 검색도 척도중 어느 것이 가장 타당성 있는지를 검정하는 것을 목적으로 한다.

II. 문헌 고찰

1. Snyder의 자기 검색도 척도

Snyder(1974)는 자기 검색도(self-monitoring)를 “표현 행동과 자기 표현의 사회적 적절성 여부를 가리기 위해 상황적 단서에 따라서 자기를 관찰하고 통제하는 것”이라고 정의하였다. Snyder(1974)는 자기 검색도

* 계명대학교 간호대학 박사과정

구성개념을 측정하기 위하여 5개 요인으로 분류되는 41개 항목을 개발하였다. 첫 번째 요인은 '자기 표현의 사회적 적절성'에 관한 것이고, 두 번째 요인은 '자기 표현의 적절성을 가리는 단서로 사회적 비교 정보에 주의 기울이는 정도'이다. 세 번째 요인은 '자기 표현 및 표현 행동을 통제하고 수정할 수 있는 능력'이고, 네 번째 요인은 '특정 상황에서 이런 능력을 사용하는 정도'이다. 마지막으로 다섯 번째 요인은 '자기 표현이 상황에 따라 변화하거나 일관된 정도'이다.

그러나, 자기 검색도 척도는 사회 심리학에서의 영향력에도 불구하고 상당히 많은 연구자들의 비판을 받았다. 즉 Briggs, Cheek 및 Buss(1980), Lennox와 Wolfe(1984), Cheek과 Briggs(1981)는 (1) 단일의 구성개념을 이룰 수 없는 하위 요인들, (2) 내용 타당성(Content validity)의 결여, (3) 판별 타당성(Discriminant validity)의 결여를 지적하였다. Snyder(1974)의 자기 검색도 척도의 항목은 다음과 같다.

- (1) 나는 다른 사람의 행동을 모방하는 것이 힘들다.
- (2) 나의 행동은 보통 나의 진정한 감정, 태도 그리고 신념을 표현한 것이다.
- (3) 나는 단체나 사회적인 모임에서 다른 사람들이 좋아할 말을 하거나 행동을 하려고 노력하지 않는다.
- (4) 나는 내가 이미 믿고 있는 생각에 대해서만 주장한다.
- (5) 나는 정보가 거의 없는 상태에서도 어떤 주제에 대해 즉석연설을 할 수 있다.
- (6) 나는 다른 사람을 감동시키거나 즐겁게 하기 위해서 쇼를 할 수 있을 것이라고 생각한다.
- (7) 나는 사회적인 상황에서 어떻게 행동해야 좋을지 확신이 없을 때 힌트를 얻기 위해 다른 사람의 행동을 살펴본다.
- (8) 나는 좋은 연기자가 될 수 있을 것이라고 생각한다.
- (9) 나는 책이나 영화, 음악을 선택할 때 친구의 도움이 거의 필요없다.
- (10) 나는 어떤 때는 사람들 앞에서 내가 실제보다 더 깊은 감정을 느끼는 것 같이 보인다.
- (11) 나는 혼자서 코미디를 볼 때보다 여러 사람들과 같이 볼 때 더 많이 웃는다.
- (12) 나는 여러 사람들이 모여 있을 때 별로 주목의 대상이 되지 못한다.
- (13) 나는 상황과 사람에 따라 가끔 매우 다른 사람처럼 행동한다.

- (14) 나는 사람들이 나를 좋아하게 만드는 것을 잘하지 못한다.
- (15) 나는 즐겁지 않은 상황에서도 종종 즐거운 척한다.
- (16) 나는 항상 밖으로 보이는 것과 같은 그런 사람은 아니다.
- (17) 나는 다른 사람을 즐겁게 하거나 호감을 얻기 위해 나의 의견이나 행동을 바꾸지는 않을 것이다.
- (18) 나는 연예인이 되는 것을 고려해본 적이 있다.
- (19) 나는 남들과 함께 하거나 호감을 얻기 위해서 다른 어떤 것보다도 다른 사람이 나에게 기대하는 것을 하는 경향이 있다.
- (20) 나는 제스처나 즉흥적인 행동을 요하는 게임에 능숙하지 못하다.
- (21) 나는 사람과 상황에 따라 적합하게 나의 행동을 바꾸는 것이 어렵다.
- (22) 나는 모임에서 다른 사람이 농담하고 이야기하도록 돕는다.
- (23) 나는 여러 사람들과 있으면 약간 어색함을 느끼고 그럴 때면 내가 보이려고 하는 것만큼 잘하지 못한다.
- (24) 나는 올바른 결과를 위해서라면, 누구에게라도 정색을 하고 상대방의 눈을 보면서 거짓말을 할 수 있다.
- (25) 나는 실제로는 사람들을 좋아하지 않을 때, 친절함 척함으로써 사람들을 속일 수 있다.

2. Lennox와 Wolfe의 개정된 자기 검색도 척도

Lennox와 Wolfe(1984)는 자기 검색도에 대한 네 번째 연구에서 자기 표현을 조절할 수 있는 능력 7항목 및 다른 사람의 표현 행동에 대한 민감도 6항목의 두 개 요인으로 구성된 13개 항목의 척도를 얻었다. 13개 항목은 모두 6점 척도로 설계되었다.

3. Snyder와 Gangestad의 축소된 자기 검색도 척도

Snyder와 Gangestad (1986)는 이러한 세 가지 비판과 함께 25개 항목 중 2, 7, 9, 10, 11, 15, 19번을 제외한 18개 항목으로 자기 검색도를 측정하였다.

John, Cheek 및 Klohnen (1996)은 여기서 언급된 구성개념의 특성이 원래의 25개 항목의 척도가 실제로 18개 항목의 자기 검색도 척도와 매우 비슷함 측정도구라는 것을 입증하였다.

이상에서 고찰한 바와 같이 단일의 성격(personality)을 측정하기 위해 설계된 척도의 하위 요인이 다른 제 3의 변수와의 관계가 서로 상이하고, 하나로 합해졌을 때 의미가 없다는 것은 집중 타당성(convergent validity), 판별 타당성(discriminant validity), 이해 타당성(nomological validity) 및 구성개념의 단일차원성(uni-dimensionality)이 결여된 척도라는 것을 말해주는 것이다.

III. 연구 방법

선행 연구 결과를 토대로 본 연구에서는 Snyder(1974)의 자기 검색도 척도와 Lennox와 Wolfe(1984)의 자기 검색도 척도에 대한 신뢰성과 타당성을 검정하였다. 검증 절차는 다음과 같다. 먼저 Snyder(1974)의 자기 검색도 척도와 Lennox와 Wolfe(1984)의 자기 검색도 척도를 번역하고, 번역에 따르는 오류를 최소화하기 위하여 되번(back translation) 기법을 이용하였다. 이때 영어영문학을 전공하는 미국교수의 도움을 받았다. 번역된 자기 검색도 척도는 Likert형 7점 척도를 이용하였다.

완성된 설문지를 이용하여 Snyder(1974)의 자기 검색도 척도(self-monitoring scale)는 경상대학교 병원 간호사들을 대상으로 하였고 Lennox와 Wolfe(1984)의 개정된 자기 검색도 척도(Revised self-monitoring scale)는 경북대학교 병원 간호사들을 대상으로 1998년 2월 12일부터 2월 20일에 걸쳐 설문 조사를 하였다.

자료 분석을 위하여 PC SAS 6.12와 Window용 LISREL 8.12를 사용하였다. SAS package는 요인 분석, 상관관계 분석 및 Cronbach's α 를 계산하기 위하여 사용하며, LISREL 8.12는 확인 요인 분석(CFA: confirmatory factor analyses)을 위해 사용하였다.

IV. 연구결과 및 논의

본 연구는 자기 검색도의 구성개념을 측정하는 제 척도들의 타당성을 검정하기 위하여 문헌 연구와 실증 연구를 하였다.

25개 항목의 자기 검색도 척도의 요인 분석 결과는 같은 요인 내에서는 집중 타당성이 있다는 의미이고 요인 간에는 판별 타당성이 있다는 의미인데, 25개 항목이 수차례에 걸친 연구마다 다른 수의 요인으로 분류된다는 것은 내용 타당성과 판별 타당성이 떨어진다는 것으로

해석할 수 있을 것이다.

본 연구의 자료를 이용한 요인 분석 결과도 25개 항목의 '자기 검색도 척도'가 5개의 요인, 3개의 요인 및 2개의 요인 중 어떤 방법으로도 분류되지 않는 것으로 나타났다. 더욱이 25개 항목의 '자기 검색도 척도'의 하위 요인들이 단일의 구성개념을 이룰 수 없는 상이한 성격을 갖는다는 것은 이 척도의 심각한 결함을 입증하기에 충분하다고 생각된다. 그리고 18개 항목으로 '축소된 자기 검색도 척도'는 원래의 25개 항목으로 구성된 척도의 문제점을 해결하지 못하고, 오히려 원래 척도의 매력을 상실시킨 척도라는 평가를 받은 바 있다.

이처럼 Snyder의 자기 검색도 척도가 사회 심리학 분야에서 광범위하게 사용되었고, 중요한 영향을 미친 척도라고 하더라도 신뢰성과 타당성이 입증되지 못한 척도를 계속해서 이용한다는 것은 바람직하지 못할 것이다.

이러한 단점을 해결하고 자기 검색도의 구성개념을 보다 적절하게 측정하기 위하여 제시된 'Lennox와 Wolfe(1984)의 개정된 자기 검색도 척도의 신뢰성과 타당성을 본 연구의 자료를 이용하여 분석하였다. 그 요인 분석 결과 원래의 가정대로 2개의 요인으로 분류되어 타당성이 있는 것으로 입증되었고, 각 요인별 및 전체 항목의 Cronbach's α 를 기준으로 한 신뢰성 검정 결과도 신뢰성 있는 척도라는 것이 입증되었다. 이에 덧붙여 LISREL 8.12로 확인 요인 분석을 한 결과, 13개 항목의 자기 검색도 척도를 두 개의 요인으로 분류하는 모형이 적합한 것으로 나타났으며, 집중 타당성과 판별 타당성 및 일차원성이 입증되었다.

이와 같은 결과를 토대로 타당성 있는 자기 검색도의 척도가 어떤 척도인지를 알 수 있다. 각각의 검정결과는 다음과 같다.

1) Snyder의 자기 검색도 척도의 신뢰성과 타당성 검정 결과

25개 항목의 자기 검색도 척도의 신뢰성과 타당성을 검정하였다. 먼저, Snyder(1974)의 가설대로 25개 항목의 척도가 요인 분석에 의해 다섯 요인으로 분류되는지를 분석하였다. 그 결과 전술한 대로 <표 1>에 나타난 바와 같이, Snyder(1974)가 다섯 개의 요인 각각에 대해 예로 든 SM3, SM24, SM25, SM13 및 SM 7은 별개의 요인으로 구분되지 않았다.

그래서 다음으로 John, Cheek 및 Klohnen(1996)이 주장한 대로 25개 항목의 자기 검색도 척도를 두 요인

〈표 1〉 Rotation Method : Varimax

설문 문항	요인 1	요인 2	요인 3	요인 4	요인 5
SM1	0.24924	0.00871	0.09486	0.55438	-0.17614
SM2	-0.16160	0.15893	0.22698	0.47008	0.00777
SM3	0.08619	-0.03037	0.67670	-0.07175	-0.08138
SM4	0.03567	-0.28501	0.47305	-0.01611	-0.00323
SM5	0.62980	0.19514	-0.07905	-0.17101	-0.03630
SM6	0.65852	-0.04060	0.07160	0.07137	0.28548
SM7	0.00629	0.14947	-0.15432	0.61951	0.04035
SM8	0.69163	0.06174	-0.16166	0.20452	0.28423
SM9	0.05340	-0.48516	0.30809	0.37226	0.06258
SM10	0.12294	0.23542	-0.03816	-0.18784	0.67259
SM11	-0.18747	0.06562	0.32199	-0.09991	0.48448
SM12	0.71322	0.01673	0.17872	-0.15723	0.06828
SM13	-0.09960	0.49906	0.03305	0.34757	0.04194
SM14	0.60032	0.01382	0.34075	-0.09586	-0.04539
SM15	0.06651	0.47050	0.41628	0.20619	0.10382
SM16	0.08341	0.49895	0.01951	0.16310	0.24590
SM17	0.03712	0.17716	0.64850	0.05305	0.00281
SM18	0.49053	-0.03730	-0.10740	0.20433	0.45384
SM19	0.07354	0.06314	0.56295	0.18266	0.38886
SM20	0.72964	0.06899	-0.08478	0.14137	-0.05230
SM21	0.63914	0.06594	0.14313	0.19228	-0.19327
SM22	0.21044	0.17932	0.03941	-0.21534	-0.25775
SM23	0.63428	0.11675	0.07417	-0.16013	-0.27911
SM24	0.19391	0.61998	-0.10681	0.09881	-0.05712
SM25	0.12742	0.71491	-0.13585	-0.06473	0.03719
variance explained by each factor	4.037817	2.175466	2.139993	1.622207	1.519952

으로 사각회전(Harris-Kaiser ortho-oblique)시킨 결과는 〈표 2〉에 나타난 바와 같다. SM1, SM4, SM7, SM9, SM10은 별개의 요인으로 구분되지 않았다.

2) Lennox와 Wolfe의 개정된 자기 검색도 척도의 신뢰성과 타당성 검증 결과

13개 항목의 개정된 자기 검색도를 척도의 신뢰성과 타당성을 검증하였다. 먼저, SAS package를 이용하여 요인 분석한 결과는 〈표 3〉에 나타난 바와 같다.

Lennox와 Wolfe (1984)가 개정된 자기 검색도 척도에서 두 번째 요인으로 분류한 다른 사람의 표현 행동에 대한 민감도는 요인분석시 요인의 갯수를 지정한 경우 〈표 4〉와 요인의 갯수를 지정하지 않은 경우 〈표 3〉 모두에서 하나의 요인으로 나타났다. 그런데 첫 번째 요인으로 분류한 자기 표현을 조절할 수 있는 능력은 요인의 갯

수를 지정한 요인 분석에서는 〈표 4〉에 나타난 바와 같이 모든 문항이 하나의 요인으로 나타났으나, 요인의 갯수를 지정하지 않았을 경우에는 〈표 3〉에 나타난 바와 같이 하나의 요인이 아니라 세 개의 요인으로 나누어질 수 있는 것으로 나타났다. 그리고 SM7과 SM13은 요인 1과 요인 2 둘 다의 요인 점수(factor loading score)가, 30을 넘는 것으로 나타났다.

특히 SM1(나는 사회적인 상황에서 다른 것이 요구된다고 느끼면 나의 행동을 조절할 수 있다), SM5(나는 어떤 상황이든 그 요구에 맞게 나의 행동을 적응시킬 수 있다) 및 SM7(일단 상황이 요구하는 것이 무엇인지를 알면 나의 행동을 조절하는 것은 쉬운 일이다)은 요인의 갯수를 지정하지 않았을 때 하나의 요인으로 나타났는데, 이들 문항은 Snyder와 Gangstad(1986)가 지정한 바와 같이 같은 내용의 질문을 약간씩 다른 방법으로 문

<표 2> Snyder의 자기 검색도 척도의 두 요인 분석 결과

설문문항	요인 1	요인 2
SM1	0.25501	0.23627
SM2	-0.12153	0.40503
SM3	0.09952	0.35996
SM4	0.01065	0.14165
SM5	0.64375	0.03336
SM6	0.65750	0.19830
SM7	0.03413	0.24095
SM8	0.69930	0.16354
SM9	0.00247	0.08311
SM10	0.17057	0.28023
SM11	-0.15268	0.35430
SM12	0.71282	0.14067
SM13	-0.01951	0.44834
SM14	0.60375	0.21678
SM15	0.15273	0.65320
SM16	0.16394	0.45327
SM17	0.08412	0.53476
SM18	0.49330	0.18331
SM19	0.11495	0.60045
SM20	0.72928	0.07918
SM21	0.64351	0.18505
SM22	0.22337	-0.02679
SM23	0.63503	0.00577
SM24	0.27600	0.32315
SM25	0.23171	0.49520
Variance explained by each factor	4.194960	2.676642

<표 3> 개정된 자기 검색도 척도의 요인 분석 결과 (Nfact 지정하지 않은 경우)

Rotation Method : Varimax

설문 문항	요인 1	요인 2	요인 3	요인 4
SM1	0.02072	0.69656	0.01280	-0.01658
SM2	0.07257	-0.00127	0.82346	0.01960
SM3	0.03787	0.26397	0.72244	0.10741
SM4	0.02877	0.31223	0.34549	0.64719
SM5	0.12556	0.67710	0.28072	0.17535
SM6	0.01367	-0.04538	-0.00707	0.84926
SM7	0.29701	0.57341	0.07422	0.04642
SM8	0.63106	0.05287	0.11306	-0.25939
SM9	0.56565	-0.39442	0.28648	0.09709
SM10	0.72382	0.11544	0.03638	-0.06800
SM11	0.61069	0.09839	-0.21103	0.33955
SM12	0.72575	0.10545	0.00189	0.05465
SM13	0.57958	0.25139	0.11526	0.14733
설명된 변량	2.589813	1.697384	1.557889	1.406516

<표 4> 개정된 자기 검색도 척도의 두 요인 구조

Rotation Method : Harris-Kaiser, Nfact=2

설문문항	요인 1	요인 2
SM1	0.10613	0.45797
SM2	0.12540	0.49801
SM3	0.11919	0.64883
SM4	0.10545	0.70985
SM5	0.22974	0.70410
SM6	0.02911	0.36215
SM7	0.37018	0.47799
SM8	0.63196	-0.06118
SM9	0.53275	-0.02690
SM10	0.73137	0.15811
SM11	0.61165	0.17726
SM12	0.73295	0.18864
SM13	0.61576	0.37446
설명된 변량	2.751581	2.474696

로 묻고 있다. 그리고 <표 3>에서 SM1, SM5 및 SM7과 같은 요인으로 나타나지는 않았으나 내용이 유사한 문항으로 SM4(나는 사람이나 상황에 따라 적당하게 행동을 바꾸는 것이 어렵다)가 있다. 이 네 문항의 상관관계 계수를 본 결과는 <표 5>에 나타난 바와 같다. 즉 SM1, SM4, SM5, SM7간의 상관관계가 유의도 0.01수준에서 유의하였으며, 특히 SM5와 SM7, SM4와 SM5의 상관관계가 높았다.

<표 5> 개정된 자기 검색도 척도의 상관관계 분석 결과

	SM1	SM4	SM5	SM7
SM1	1.0000			
SM4	0.17102	1.0000		
SM5	0.28762	0.31111	1.0000	
SM7	0.19836	0.19624	0.38580	1.0000

개정된 자기 검색도 척도의 신뢰성을 검증하기 위하여 Cronbach's α 값을 계산한 결과 13항목 전체의 α 값은 .701로 나타났다. 요인 1의 α 값은 .6295로, 요인 2의 α 값은 .7154로 나타났다.

<표 6>에 나타난 바와 같이 확인 요인 분석 결과 λ (lambda) 값의 t 값이 모두 1.96을 넘어서서 두 요인으로 구성된 13 항목의 개정된 자기 검색도 척도의 집중 타당성이 검증되었다.

〈표 6〉 λ (lambda) 값을 기준으로 한 집중 타당성 검정 결과

Parameter	ML estimate	S.E.	t-Value	
SM1	1.000			
SM2	1.196	.359	3.328	
SM3	1.924	.500	3.852	
요인 1	SM4	2.030	.522	3.890
	SM5	2.052	.507	4.043
	SM6	1.002	.390	2.570
	SM7	1.638	.450	3.643
	SM8	1.000		
	SM9	.943	.218	4.318
요인 2	SM10	1.243	.226	5.504
	SM11	1.158	.218	5.316
	SM12	1.182	.205	5.776
	SM13	1.260	.236	5.347

요인 1과 요인 2로 구분될 때 χ^2 값은 139.858인데 비해 〈표 7〉의 요인 1과 요인 2 간의 phi 값을 1로 고정하였을 때의 χ^2 값이 142.725로 커져서, 두 요인으로 구성된 13 항목의 자기 검색도 척도의 판별 타당성이 검정되었다.

〈표 7〉 ϕ (phi) 값을 기준으로 한 판별 타당성 검정 결과

phi 값	요인 1	요인 2
	.597	
요인 1	(.140)	
	4.277	
	.220	.542
요인 2	(.064)	(.137)
	3.442	3.954

그런데 〈표 8〉의 결과 SM7과 SM13의 MI 값이 3.84 (1.96^2)를 넘어서 구성개념의 단일차원성을 갖추기 위해서는 SM7과 SM13이 제외되어야 함을 알 수 있다. 이러한 결과는 〈표 4〉의 요인 분석 결과에서 SM7과 SM13이 요인 1과 요인 2 둘 다에 .30 이상 적재된 사실과 일치한다. 따라서 요인 분석 결과와 단일 차원성 검정 결과를 기초로 SM7과 SM13이 제거되었을 때 더욱 타당성 있는 척도가 될 수 있다는 것을 알 수 있다.

〈그림 1〉의 최적모형에 대해서 모형이 주어진 자료의 변량이나 공변량을 얼마나 설명하고 있는지를 나타내주는 GFI의 지수(적합도 지수)는 .911로 나타났다. Silva(1988)의 연구에 의하면 표본의 크기가 200 이상에서 GFI가 적어도 .9 이상이라야 모형에 큰 문제가 없

다고 할 수 있고, .95 이상이면 좋은 모형이라고 할 수 있다고 하였다. GFI를 고려하였을 때 Silva의 1988년 연구기준에 의하면 본 연구의 최적모형은 자료의 구조에 적합하다고 하겠다.

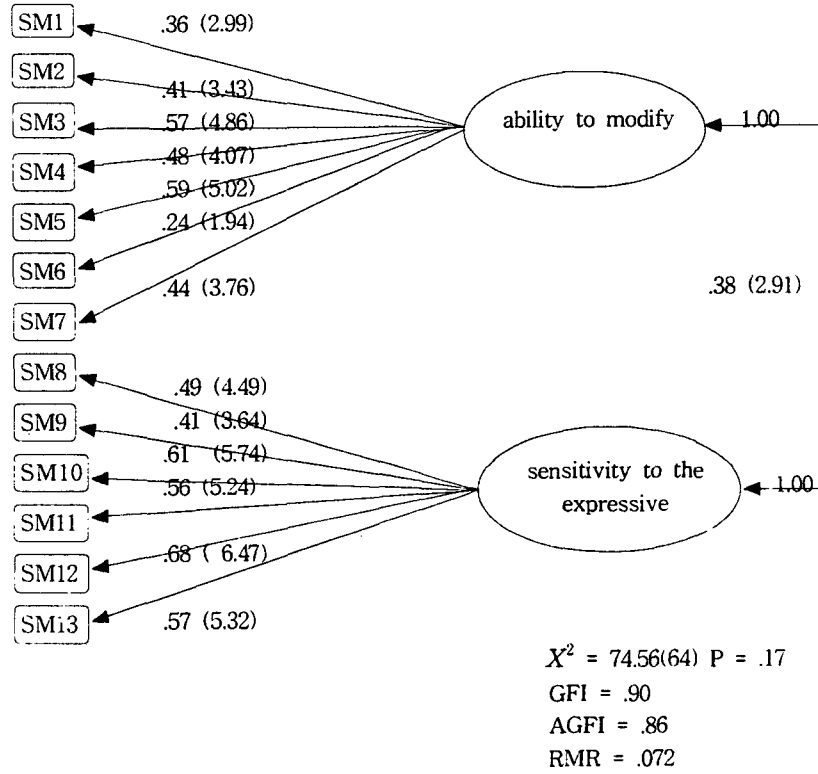
〈표 8〉 MI(modification indices for lambda-x) 값을 기준으로 한 단일차원성 검정 결과

MI 값	요인 1	요인 2
SM1		.010
SM2		.000
SM3		.588
SM4		.755
SM5		.033
SM6		.245
SM7		6.522
SM8	.830	
SM9	1.269	
SM10	.022	
SM11	.242	
SM12	.573	
SM13	7.680	

최적연구 모형의 NNFI(적합도 지수)는 .88로 나타났다. NNFI의 분모는 가장 안 맞는 모형과 가장 잘 맞는 모형 사이의 일종의 거리를 의미하며, 분자는 연구자가 설정한 모형이 가장 안 맞는 모형에서 얼마나 멀리 떨어져 있는가를 보여주는 또 하나의 거리를 의미한다. Silva(1988)는 NNFI가 나쁜 모형을 잘 각각하며 표본의 크기에 제일 영향을 안 받는 좋은 부합지수 중의 하나라고 하였다. Bentler와 Bonett(1980)는 NNFI가 .9보다 크면 잘 맞는 모형이라고 하였다. NNFI 기준에 의하면 본 연구의 최적모형의 적합도가 높다고 할 수 있다.

최적연구 모형의 표준화된 RMR은 .065이었다. 이 지수는 분석자료의 매트릭스와 미지수들에 의해 재생산된 매트릭스간에 원소들이 얼마나 차이가 있는가를 보여준다. 이순목(1990)에 의하면 분석자료가 상관관계 자료이면 .05이하의 RMR을 보일 때 잘 맞는 모델로 간주한다고 하였다. RMR 기준에 의하면 본 연구의 최적모형은 자료에 잘 부합된다고 하겠다.

최적연구 모형의 Chi-Square는 139.473이었으며, 자유도는 64, p값은 .156으로 나타났다. Chi-Square에 의하면 모델이 현실에 적합하다고 할 수 있다. 이순목(1990)에 의하면 Chi-Square는 표본의 크기의 함수로 표시되기 때문에 표본이 매우 크면 모델이 현실을 잘 설



<그림 1> 13개 항목의 confirmatory factor analysis

명하고 있어도 모델과 현실간의 근소한 차이에 대해서도 민감하게 심각한 차이라는 신호를 한다고 하였다. 또한 이순목(1990)은 모델이 과학적으로 의미있을 경우에도 통계치는 심각한 우려를 보내주는 모순을 우리는 건전한 이성으로 판단하여, 통계적 유의성으로 인해 과학적 중요성을 회생시키는 일이 없도록 해야 한다고 주장하였다. 본 연구의 표본이 219개 인 것을 감안한다면 모형의 적합도를 평가할 때 Chi-Square값의 중요성은 감소하지 않는다.

V. 결 론

25개 항목의 자기 검색도 척도와 18개 항목의 축소된 자기 검색도 척도는 선행 연구들에 의해 타당성이 없는 척도로 입증되었으며, 본 연구의 자료로도 타당성이 없는 척도라는 것이 검정되었다. 이에 반해 13개 항목의 개정된 자기 검색도 척도는 본 연구의 자료로 신뢰성 있고 타당성 있는 척도라는 것이 검정되었다. 따라서 앞으로의 연구에서 자기 검색도를 측정하기 위하여 자기 검

색도 척도 나 축소된 자기 검색도 척도보다는 13항목의 개정된 자기 검색도 척도를 사용하는 것이 바람직할 것이다. 그러나 13개 항목의 개정된 자기 검색도 척도가 단일차원성(uni-dimensionality)을 확보하기 위해서는 7번과 13번 문항을 제거하는 것이 좋다는 결과가 나타났다, 요인 분석 결과에서도 7번과 13번 문항이 두 개의 요인 모두에 .30이상 포함되어 이러한 결과와 일치한다.

참 고 문 헌

김명자, 송경애 (1990). 류마티스양 관절염 환자의 불편감, 자기존중감, 성격 및 삶의 만족도간의 관계, 대한간호학회지, 20(2), 185-194.
 김용래 (1995). 자아개념척도의 타당화 분석. 교육연구논총, 12, 43-80.
 이순목 (1990). 공변량구조분석. 서울 : 성원사.
 Briggs S. R., Jonathan M. C. & Arnold H. B. (1980). An Analysis of the Self-Monitoring

- Scale. Journal of Personality and Social Psychology, 38(4), 679–686.
- Brinberg D. & McGrath, J. E. (1982). Network of Validity Concepts within the Research Process, in D. Brinberg and L. Kidder, eds., New Directions for Methodology of Social and Behavioral Science : Forms of Validity in Research, Jossey-Bass, 5–22.
- Hayduk L. A. (1987). Structural Equation Modeling with LISREL, The Johns Hopkins University Press.
- Jackson, D. N. (1971). Structured Personality Test : 1971, Psychological Review, 78, 229–248.
- John O. P., Johathan M. C. & Eva C. K. (1996), On The Nature of Self-Monitoring : Construct Explication with Q-Sort Ratings. Journal of Personality and Social Psychology, 71(4), 763–776.
- Jörgskog K. G. & Dog Sörbom (1993). LISREL 8 User's Reference Guide, Scientific Software International.
- Lennox R. D. & Raymond N. W. (1984). Revision of the Self-Monitoring Scale. Journal of Personality and Social Psychology, 46(6), 1349–1364.
- Marsh H. W. (1990). A Multidimensional hierarchial self-concept : Theoretical Empirical Justification, Educational Psychological Review.
- Silva S. (1988). Effect of Sampling Error and Model Misspecification on Goodness-of-Fit Indices for Structural Equation Models, Ph. D. Dissertation, Ohio State University, Columbus, Ohio.
- Snyder M. (1974). Self-Monitoring of Expressive Behavior. Journal of Personality and Social Psychology, 30, April, 526–537.
- Snyder M. (1980). Self-Monitoring Processes, in L. Berkowitz ed., Advances in Experimental Social Psychology, 13, N.Y. : Academic Press.
- Snyder M., Ellen B., & Peter G. (1985). Interpersonal Relations and Group Processes, Journal of Personality and Social Psychology, 48(6), 1427–1439.
- Snyder M. & Nancy C. (1980). Thinking About Ourselves and Others : Self-Monitoring and Social Knowledge. Journal of Personality and Social Psychology, 1(39), 222–234.
- Snyder M., Nancy C. & Steve Gangestad (1982). Choosing Social Situation : Two Investigations of Self-Monitoring Processes. Journal of Personality and Social Psychology, 43, 123–135.
- Snyder M., Nancy C. & Steve Gangestad (1986). On the Nature of Self-Monitoring : Matters of Assessment, Matters of Validity. Journal of Personality and Social Psychology, 51, 125–139.
- Snyder M., Nancy C., Steve Gangestad & Jeffrey A. S. (1983). Choosing Friends as Activity Partners : The Role of Self-Monitoring. Journal of Personality and Social Psychology, 45(5), 1061–1072.
- Snyder M., & Jeffrey A. S. (1984). Self-Monitoring and Dating Relationships. Journal of Personality and Social Psychology, 47(6), 1281–1291.
- Snyder M., Jeffrey A. S. & Steve Gangestad (1986). Personality and Sexual Relations. Journal of Personality and Social Psychology, 51(1), 181–190.

– Abstract –

Key concept : Self-monitoring scale, Self-concept, Validity test

The Study of the Validity Test on the Self-monitoring Scale

Lee, Seon Ah*

The study of the validity test on the self-monitoring scale for nurses

In this study, both the literary survey as well as empirical research has been executed to test the validity of the scales that measure the construct of the self-monitoring scale. The self-monitoring scale could not be classified into five factors as Snyder suggested. Many other scholars (Briggs, Cheek and Buss, 1980) suggested 3 different classifications which was accepted by Snyder and Gangestad (1986). John, Cheek and Klohn (1996) claimed a two-factor classification.

As has been discussed, factor analysis is used to prove convergent validity within the factor and discriminant validity between the factors. However, depending on the researchers, many variations in classification of the factors were found and a lack of content and discriminant validity were found in the previous research findings.

It is also important to note that Snyder's self-monitoring scale did not factor-load at over .30 for all 25 items, regardless of how many factors could be classified.

According to findings of this study, the self-monitoring scale neither classified as five, three or two factors nor factor loaded as hypothesized. It is also clear that Snyder's self-monitoring scale lacks convergent validity as

the sub-factors of the scale failed to prove its uni-dimensionality. The A self-monitoring scale not only fail to overcome the problems of Snyder's self-monitoring scale but even lost the attractiveness of the self-monitoring scale. In this study it was also found that the A self-monitoring scale was not classified in either in a two or three-factor classification as hypothesized.

It is, of course, not desirable to use any scale that lacks convergent and discriminant validity even though it has been widely used and has held a great deal of influence on the field of social psychology.

To overcome the shortcomings of Snyder's self-monitoring scale, Lennox and Wolfe (1984) suggested 13 items. This study was dedicated to test the validity and reliability of the scale, in which we found that the data presented in validity as the two factors were classified and loaded as expected. Reliability was also proven by checking Cronbach's α for each factor and for the total items. In addition, a confirmatory factor analysis was executed for the 13 items using LISREL 8.12 program to confirm convergent validity in a two-factor classification. The model was fitting and sound; however, the self-monitoring scale was unfitted and not validated.

Thus, it is recommended to use not the original nor the abbreviated self-monitoring scale but the 13 items in future studies. It should also be noted that items 7 and 13 should be removed to obtain better uni-dimensionality for the 13 items. These items loaded at over .30, too high for the two factors in the test results of Factor analysis.

In addition, it is necessary to double-check the cause of two-fold loading at over .30 for the two factors. It could be a problem caused by data or by the scale itself. Therefore, additional studies should follow to better clarify this matter.

* Doctoral Candidate, College of Nursing, Keimyung University