

제3변인이 매개효과와 조절효과를 동시에 갖는 모형에서 제3변인의 왜도가 매개효과의 표준오차 추정에 미치는 영향*

이 슬 장 승 민[†]

한림대학교 심리학과

두 변인의 인과관계에서 제3변인이 매개효과를 갖는지, 조절효과를 갖는지, 혹은 두 효과를 모두 갖는지 확인하기 위한 목적으로 제3변인이 매개효과와 조절효과를 동시에 갖는 모형(조절매개변인 모형)을 사용할 수 있다. 이 모형은 조절모형에 기반하여 제3변인의 매개효과와 조절효과가 동시에 추정되기 때문에 제3변인과 상호작용항 사이의 비본질적 공선성이 매개효과 2차 경로의 표준오차를 증가시켜 조절효과에 비해 매개효과의 통계적 유의성을 과소평가할 수 있다. 예측변인과 제3변인의 평균중심화를 통해 이 공선성을 감소시킬 수 있지만, 공선성의 감소 정도는 두 설명변인의 분포가 이변량 정규성을 따르는 정도에 따라 달라진다. 본 연구는 조절매개변인 모형에서 제3변인의 왜도를 조작함으로써, 설명변인들의 분포가 이변량 정규성에서 벗어나는 정도에 따라 평균중심화된 제3변인과 상호작용항의 공선성과 매개효과의 2차 경로 회귀계수의 표준오차가 얼마나 증가하는지를 가상실험(simulation) 절차를 통해 확인하였다. 평균중심화에도 불구하고 제3변인의 왜도가 크면 우려할 만한 수준의 비본질적 공선성이 유발됨이 확인되었고 동시에 조절매개변인 모형의 매개효과 추정에 부정적 영향을 미침이 확인되었다. 또한 표본크기를 크게 하는 것이 이 부정적 영향을 줄인다는 것도 확인되었다. 이러한 결과는 조절매개변인 모형을 적용하여 동일한 제3변인의 매개효과와 조절효과를 평가하고자 할 때 제3변인의 왜도가 클 것으로 예상되는 경우 충분한 크기의 표본을 사용하는 것이 필요함을 시사한다.

주요어 : 조절매개변인 모형, 평균중심화, 공선성, 왜도, 조절모형

* 본 논문은 제1저자의 석사학위 청구논문의 일부를 기초로 작성되었음.

† 교신저자: 장승민, 한림대학교 심리학과, (200-702) 강원도 춘천시 한림대학길 39

Fax: 033-256-3424, E-mail: jahngs@hallym.ac.kr

조절모형(moderation model)과 매개모형(mediation model)은 두 변인의 인과관계에서 제3의 변인이 어떤 역할을 하는지 이해하기 위해 사용된다. 매개모형은 ‘어떻게’ 혹은 ‘왜’ 예측변인이 결과변인을 야기하는지 설명하는 모형으로, 이 때 예측변인이 결과변인에 미치는 영향을 매개하는 제3변인을 매개변인(mediator)이라고 한다. 이에 반해 조절모형은 ‘언제’ 혹은 ‘누구에게’에 대한 모형으로, 제3의 조절변인(moderator)에 의해 예측변인과 종속변인 사이의 관계 방향이나 강도가 달라지는 모형을 말한다(Baron & Kenny, 1986; Frazier, Tix, & Baron, 2004).

일반적으로 연구자들은 제3변인이 매개효과나 조절효과 둘 중 하나를 가질 것으로 기대하지만 두 효과 각각에 대한 증거들이 있는 경우도 있다. 예를 들어, 부하 직원의 수행(예, 실적)이 부하에 대한 상사의 행동(예, 지지)에 영향을 미친다는 인과모형에서 부하의 수행에 대한 상사의 귀인(예, 노력의 정도)이 어떤 역할을 하는지에 대한 상이한 두 가지 설명이 존재한다. 상사의 귀인은 부하의 수행이 상사의 행동에 미치는 영향을 매개할 수 있으며(Green & Mitchell, 1979) 또는 부하의 수행이 상사의 행동에 미치는 영향을 조절할 수도 있다(Ilgen & Knowlton, 1980; Knowlton & Mitchell, 1980).

동일한 제3변인에 대해 매개효과와 조절효과가 각각 제안되어 있어 제3변인이 어떤 두 변인 사이의 인과관계를 조절하는지, 매개하는지, 혹은 두 역할을 모두 갖는지 판단하기 어려운 경우, 한 연구 안에서 동일한 자료로 제3변인의 매개효과와 조절효과가 각각 분석되기도 한다. Connor-Smith와 Compas(2002)는 개인의 성격에 따라 스트레스로 인한 불안과 우

울의 정도가 다를 것이라는 가설 하에 개인의 성격과 불안·우울 반응의 인과관계에서 스트레스 대처방식의 매개효과와 조절효과를 각각 분석하였다. Bisconti와 Bergeman(1999)은 노년기 사회적 지지가 건강에 미치는 긍정적 효과를(지각된) 사회적 통제가 매개할 것으로 기대하고, 사회적 통제의 조절효과에 대한 선행연구들을 토대로 사회적 통제의 매개효과와 조절효과를 각각 분석하였다.

국내 연구들 중에도 이와 같은 접근을 발견할 수 있다. 이재식, 김혜진과 김비아(2012)는 조직원들의 문화성향에 따른 조직시민행동의 차이를 설명하기 위해 조직의 지원에 대한 조직원들의 인식의 조절효과와 매개효과를 각각 분석하였다. 스트레스가 자살사고를 야기하는 인과관계에서 삶의 의미가 매개효과를 갖는지 또는 조절효과를 갖는지 확인한 한 연구는 세 변인을 이용한 매개모형 분석과 조절모형 분석을 통해 스트레스와 자살사고의 인과관계를 삶의 의미가 매개하면서 동시에 조절한다고 결론지었다(조하, 신희천, 2009). 기혼 여성의 스트레스와 우울의 관계에서 자아존중감의 매개효과와 조절효과를 확인한 연구에서는 세 변인을 이용한 매개모형과 조절모형의 분석을 통해 기혼 여성의 스트레스가 우울에 미치는 영향을 자아존중감이 조절한다고 결론지었다(김미례, 2007).

이처럼 제3변인이 두 변인의 인과관계에서 매개효과 또는 조절효과를 갖는지 확인하기 위하여 동일한 자료를 이용해 매개모형과 조절모형을 각각 분석하는 접근과 달리, 제3변인이 매개효과와 조절효과를 동시에 갖도록 설정한 모형이 사용기도 한다. Lambert 등(2003)은 사적 혹은 공적 환경이 인지적 통제에 미치는 영향을 실험을 통해 확인하면서 상

태불안이 두 변인 사이를 매개하는지 또는 조절하는지 살펴보기 위하여 상태불안이 환경과 인지적 통제를 매개하면서 동시에 조절하는 모형을 사용하였다. Ferguson, Kasser와 Jahng(2011)은 문화에 따라 청소년들의 학교에서와 일상에서의 삶의 만족에서 나타나는 차이가 자율성 지지에 의해 조절되는지 또는 매개되는지 확인하기 위해 자율성 지지가 매개변인이면서 조절변인인 모형을 사용한 바 있다.

Judd와 Kenny(1981)는 이 모형을 독립변인이 제3변인의 매개효과를 조절하는 맥락에서 소개하였으며, James와 Brett(1984)은 이를 제3의 변인이 두 변인의 인과관계를 매개하면서 조절하는 맥락에서 설명하였다. 이 모형은 조절된 매개모형의 한 형태로 제3변인이 매개효과를 갖는지, 조절효과를 갖는지, 혹은 두 역할을 모두 하는 것인지 밝히기 위해 사용될 수 있다(Preacher, Rucker, & Hayes, 2007). 이처럼 제3변인이 매개효과와 조절효과를 동시에 갖는 모형을 조절매개변인 모형(moderating mediator model)이라 부를 수 있다. 조절매개변인 모형의 개념적 도식이 그림 1에 제시되어

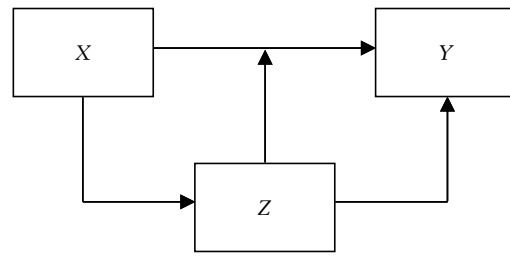


그림 1. 조절매개변인 모형의 개념적 도식

있다.

조절매개변인 모형에서 매개효과와 조절효과를 추정하는 방법은 기본적으로 매개모형과 조절모형에서 각 효과를 추정하는 방법에 기초를 두고 있다. 표 1은 매개모형과 조절모형의 회귀식과 두 모형이 결합된 조절매개변인 모형의 회귀식을 비교한 것이다. 표 1에서 보는 바와 같이 매개모형은 예측변인과 매개변인으로 결과변인을 설명하는 중다회귀식을 통해 분석되며, 매개효과는 이 때 얻어진 간접경로의 1차 경로계수(b_3)와 2차 경로계수(b_2)의 곱으로 추정한다. 조절모형은 예측변인과 조절변인으로 결과변인을 예측하는 회귀식에 두 변인을 곱한 상호작용항이 추가된 중다

표 1. 매개모형과 조절모형, 조절매개변인 모형의 회귀식과 효과 추정값

매개모형	조절모형
$Y = b_0 + b_1X + b_2Z + e_1$ $Z = b_0' + b_3X + e_2$	$Y = b_0 + b_1X + b_2Z + b_3XZ + e_1$
직접효과: b_1	조절효과: b_3
간접/매개효과: $b_2 \times b_3$	
제3변인이 매개효과와 조절효과를 동시에 갖는 모형(조절매개변인 모형)	
$Y = b_0 + b_1X + b_2Z + b_3XZ + e_1$ $Z = b_0' + b_4X + e_2$	
직접효과: b_1	조절효과: b_3
간접/매개효과: $b_2 \times b_4$	

회귀식을 통해 분석되며 이 때 얻어진 상호작용항의 회귀계수(b_3)로 조절효과를 추정한다. 조절매개변인 모형에서는 조절모형에서 사용되는 (상호작용이 포함된) 중다회귀식과 매개모형에서 사용되는 (예측변인으로 조절매개변인을 설명하는) 단순회귀식을 통해 매개효과와 조절효과가 동시에 추정된다. 다시 말해, 조절모형의 중다회귀식을 통해 조절효과(b_3)와 매개효과와 2차 경로(b_2)의 회귀계수가 추정되며 매개모형의 단순회귀식을 통해 매개효과와 1차 경로(b_1)의 회귀계수가 추정된다.

세 모형은 모두 설명변인이 둘 이상인 중다회귀식을 포함한다. 중다회귀모형에서는 설명변인들의 회귀계수와 표준오차의 계산에 설명변인들 사이의 선형적 관계, 즉 공선성(collinearity)이 영향을 미친다. 특히 회귀계수의 표준오차는 일반적으로 설명변인들 간에 공선성이 클수록 큰 값을 가지며, 따라서 추정된 회귀계수가 표본에 따라 안정적인 값을 갖지 못하고 낮은 검증력을 갖게 된다(Aiken & West, 1991; Field, 2013).

중다회귀모형에서 설명변인들 사이에 존재하는 공선성은 본질적인(essential) 것과 비본질적인(nonessential) 것으로 구분할 수 있다(Marquardt, 1980). 서로 다른 설명변인들 사이의 공선성은 변인들의 본질적 관계를 반영하는 반면, 회귀모형에 포함된 일차항 변인(예, X 또는 Z)과 이들의 곱으로 이루어진 고차항 변인(예, X^2 또는 XZ) 사이에서 생기는 공선성은 비본질적이고 인위적인 것이다. 고차항 변인과 이를 구성하는 일차항 변인 사이에 발생하는 비본질적인 공선성은 일차항 변인의 중심(평균)의 위치에 따라 그 크기가 달라진다. 예를 들어, 일차항 변인 X가 평균 0을 중심으로 대칭적인 분포를 이루고 있는 경우 X와 X^2

간의 공선성을 나타내는 피어슨 상관계수는 0이 되지만 평균이 0이 아닌 경우에는 0이 아닌 상관값을 갖는다. 이러한 이유로 다항회귀모형이나 상호작용모형에서는 고차항과 일차항 사이의 비본질적인 공선성을 줄이기 위한 방법으로 원 변인(X) 대신 원 변인에서 평균을 뺀, 즉 평균중심화(mean centering)된 변인($x = X - \bar{X}$, $\bar{x} = 0$)이 흔히 사용된다. 고차항 변인을 구성하는 일차항 변인의 0점을 옮김으로써 고차항 변인과 일차항 변인 사이의 공선성이 달라진다는 것은 여러 연구들에 의해 확인된 바 있다(예, Bradley & Srivastava, 1979; Marquardt & Snee, 1975; Smith & Sasaki, 1979).

일반적으로 평균중심화는 회귀식의 고차항과 이를 구성하는 일차항 사이의 공선성을 작게 하여 일차항 변인의 회귀계수의 표준오차를 줄인다. 반면 고차항 변인의 회귀계수와 표준오차는 평균중심화에 의해 달라지지 않는다(Aiken & West, 1991; Dalal & Zickar, 2012). 평균중심화에 의해 달라지는 고차항과 일차항 사이의 공선성의 크기가 고차항 변인과 일차항 변인의 효과에 대한 통계적 판단 과정에 상이한 영향을 미친다는 사실은 조절매개변인 모형의 적용과 결과 해석에 중요한 함의를 갖는다. 이 모형(표 1 참조)에서 중다회귀식의 고차항 변인 XZ의 회귀계수는 조절효과를 의미하고 일차항 변인 Z의 회귀계수(b_2)는 매개효과를 구성하는 2차 경로의 효과를 의미한다. 따라서 Z와 XZ 사이의 비본질적 공선성이 높은 경우, 조절효과의 평가는 평균중심화에 의해 영향을 받지 않지만 매개효과의 평가는 영향을 받게 된다.¹⁾²⁾ 그러므로 조절매개변인 모

1) 매개효과의 1차 경로의 회귀계수 및 그 표준오차는 두 변인 X와 Z의 관련성에 의해서만 결정되기 때문에 평균중심화의 영향을 받지 않는다.

형에서 Z 와 XZ 대신 평균중심화된 z 와 xz 를 이용하면 원 변인들을 사용할 때보다 매개효과와 표준오차가 작아지게 되고, 결과적으로 불안정한 매개효과 추정값을 얻거나 통계적 유의성을 과소평가할 가능성을 낮출 수 있다.

그러나 평균 중심화를 통해 상호작용항과 이를 구성하는 일차항 간의 공선성이 완전히 제거되는 것은 아니다. 상호작용항과 상호작용항을 이루는 일차항 사이의 공분산은 다음의 수식으로 표현할 수 있다(Aiken & West, 1991).

$$C(XZ, Z) = E(xz^2) + V(Z)E(X) + C(X, Z)E(Z)$$

이 식에서 C 는 공분산, E 는 기댓값(평균), V 는 분산을 의미하며, x 와 z 는 X 와 Z 의 편차 점수, 즉 평균중심화된 변인들을 의미한다. 만일 X 와 Z 가 평균 중심화된 변인들이라면 각 변인의 기대값은 0이 되므로 XZ 와 Z 의 공분산은 $E(xz^2)$ 이 된다.

일반적으로 $E(xz^2)$ 은 0이 아닌 값을 갖지만 X 와 Z 의 분포가 이변량 정규성(bivariate normality)을 따르면 0이 된다(Aiken & West, 1991; Bohrnstedt & Goldberger, 1969). 이는 (다변량) 정규분포에서는 $E(x^3)$ 또는 $E(xz^2)$ 와 같은 홀수차 중심적률(central moment)이 0이 되기 때문이다(Aiken & West, 1991). 따라서 연속변인으로 간주할 수 있는 두 변인 X 와 Z 를 평

균중심화하는 것이 일차항(x 또는 z)과 상호작용항(xz) 간의 공선성을 완전히 제거하기 위해서는 두 변인이 이변량 정규분포를 따라야 한다. 달리 말하면, 조절매개변인 모형에서 발생할 수 있는 비분질적 공선성을 줄이기 위해 평균중심화를 사용하더라도 두 설명변인의 분포가 이변량 정규성에서 크게 벗어나면 제3변인의 매개효과와 조절효과를 나타내는 항들 사이의 공선성이 여전히 큰 값을 갖게 될 수 있고, 이로 인해 매개효과와 추정에 부정적 영향을 미칠 수 있다.

평균중심화한 두 변인 x , z 와 상호작용항 xz 사이의 공분산의 크기, 즉 $E(xz^2)$ 의 크기는 분포의 대칭성과 밀접한 관련을 갖는다. 따라서 x 또는 z 의 분포가 0이 아닌 왜도(skewness)를 가질 때 xz 와 z 의 공분산 역시 0이 아닌 값을 갖게 된다. 조절매개변인 모형에서 이 왜도가 어느 정도 큰 값을 가질 때 일차항 변인들과 상호작용항 사이의 공선성과 이와 관련된 매개효과와 2차 경로계수의 표준오차가 어느 정도나 증가하는지를 알 수 있다면 이 모형의 적용에서 매개효과와 유의성 판단에 부정적 영향을 미치는 조건을 구체화할 수 있을 것이다. 그러나 x 와 z 의 특정 왜도 값과 $E(xz^2)$ 의 값 사이에 결정된 함수관계는 알려져 있지 않다. 이러한 상황에서 가상실험(simulation) 절차는 특정 왜도 값이 산출하는 xz 와 z 의 공분산(또는 상관)의 크기와 이로 인해 발생하는 조절매개변인 모형의 매개효과 2차 경로계수의 표준오차의 증가 정도를 확인할 수 있게 해준다.

본 연구는 조절매개변인 모형에서 설명변인들의 분포가 이변량 정규성을 위배하는 정도에 따라 (평균중심화를 적용하였을 때) 제3변인(조절매개변인)과 상호작용항의 공선성이 얼

2) 조절매개변인 모형에서 b_2 의 표준오차는 다음과 같다(R^2_Y 은 모형의 R^2 을 의미).

$$SE_{b_2} = \sqrt{\frac{1-R^2_Y}{n-4}} \sqrt{\frac{1}{1-R^2_{Z(X,XZ)}}}$$

$$R^2_{Z(X,XZ)} = \frac{r^2_{Z,X} + r^2_{Z,XZ} - 2r_{Z,X}r_{Z,XZ}}{1-r^2_{X,XZ}}$$

마나 커지고 이로 인해 매개효과의 2차 경로 회귀계수의 표준오차가 얼마나 증가하는지를 가상실험 절차를 통해 구체적으로 확인하고자 하였다. 특히 이변량 정규성이 위배되는 조건으로 조절매개변인의 왜도를 조작하여 분포의 대칭성이 이 공선성과 표준오차의 크기에 미치는 영향을 살펴보았다. 구체적으로 말하면, 예측변인(X)과 조절매개변인(Z)의 평균이 0이면서 이변량 정규분포하는 조절매개변인 모형을 기본모형으로 설정하고, 조절매개변인이 왜도를 갖도록 변환하여 기본모형에서 벗어난 정도에 따라 (1) 조절매개변인과 상호작용항의 공선성과 (2) 매개효과의 2차 경로 회귀계수의 표준오차가 얼마나 달라지는지를 확인하였다. 조절매개변인의 왜도가 클수록 (평균중심화된) 조절매개변인과 상호작용항의 피어슨 상관계수가 클 것으로 예측되었으며 이로 인해 매개효과의 2차 경로 회귀계수의 표준오차의 (기본모형의 표준오차에 대한) 상대적인 크기 역시 클 것으로 예측되었다. 이 때 표본 크기가 커질수록 왜도에 따른 공선성과 상대적인 표준오차의 크기의 차이가 어떻게 달라지는지도 함께 검토되었다.

방 법

자료 생성을 위한 기본모형

자료 생성을 위해서 표 1의 조절매개변인 모형이 사용되었다. 본 연구의 모형은 예측변인 X와 조절매개변인 Z의 평균중심화를 전제하기 때문에 두 변인의 평균은 모두 0으로 설정되었다. 자료 생성에 사용되는 모집 회귀계수를 특정하기 위해서 먼저 변인들의 모집상

관 및 모집분산 값을 정하였다. 예측변인이 결과변인에 대해 갖는 총효과의 크기와 조절효과의 크기가 중간 정도가 되도록 예측변인과 결과변인의 상관과 상호작용항과 결과변인의 상관을 각각 .3으로 설정하였다(Cohen, 1992). 매개효과(간접효과)를 구성하는 X와 Z의 상관과 Z와 Y의 상관은 각각 .4로 설정하여 표준화된 간접효과의 크기($b_2 \times b_4 = .133$)와 표준화된 직접효과의 크기($b_1 = .167$)가 크게 차이가 나지 않도록 설정하였다. 기본모형에서는 예측변인과 조절매개변인이 이변량 정규분포하는 것으로 가정되었기 때문에 평균중심화된 각 설명변인들과 이들의 곱으로 이루어진 상호작용항의 상관은 0이 된다. 기본모형에서 설정된 변인들의 분산과 이들 사이의 상관값이 표 2에 요약되어 있다.

예측변인, 조절매개변인 및 결과변인의 분산은 각각 편의상 모두 2로 지정하였으며 상호작용항의 분산은 아래의 공식(Aiken & West, 1991)에 따라 4.64로 지정하였다.

$$V(XZ) = V(Z)E^2(X) + V(X)E^2(Z) + 2C(X,Z)E(X)E(Z) + V(X)V(Z) + C^2(X,Z)$$

이상과 같이 설정된 각 변인들의 분산값과 상관값을 바탕으로 본 연구에 사용된 조절매

표 2. 기본모형에서 설정된 변인들의 분산 및 상관

	Y	X	Z	XZ
Y	1.0			
X	0.3	1.0		
Z	0.4	0.4	1.0	
XZ	0.3	0.0	0.0	1.0
분산	2	2	2	4.64

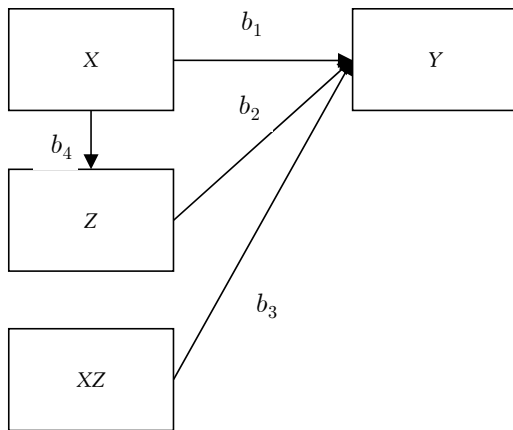


그림 2. 자료 생성에 사용된 조절매개변인 모형(오차 생략)

개변인 모형(그림 2)의 각 모집회귀계수와 모 집오차분산 값들을 얻었다($b_1 = .167$, $b_2 = .333$, $b_3 = .197$, $b_4 = .400$, Z의 오차분산 = 1.680, Y의 오차분산 = 1.453).³⁾

자료 생성 절차 및 연구 설계

기본모형을 따르는 표본자료의 생성은 다음과 같은 절차를 따랐다.

1) 각 변인의 분산이 2, 두 변인의 상관이 .4를 갖는 이변량 정규분포에서 X와 Z를 주어진 표본수 만큼 생성한다.⁴⁾

3) 모집오차분산 값을 회귀식으로부터 얻었다. 예를 들어, Z의 오차분산은 아래의 식을 통해 얻을 수 있다. $V(Z) = 2 = V(.4X + e) = .16V(X) + V(e) = .16 \times 2 + V(e) \Leftrightarrow V(e) = 1.68$

4) 상관이 있는 이변량 정규분포에서 무선 표본 자료를 생성하기 위해서 사용된 방법은 다음과 같다. 공분산 행렬 Σ 에 대해, $AA^T = \Sigma$ 를 만족하는 A를 스펙트럼 분해를 통해 얻은 후, 서로 독립적으로 표준정규분포에서 얻은 두 무선 벡터로

2) 각 설명변인을 평균중심화한 후 상호작용항을 생성한다.

3) 분산이 1.453인 일변량 정규분포에서 주어진 표본수 만큼 Y의 오차를 생성한다.

4) 2)에서 생성된 평균중심화된 X와 Z 및 상호작용항과 3)에서 생성된 Y의 오차를 이용해 표 1의 조절매개변인 모형의 식을 따르는 Y를 생성한다.

본 연구는 이상의 자료 생성 절차에서 1)과 2) 사이에 왜도가 0.00, 0.75, 또는 1.50을 갖도록 조절매개변인을 변환함으로써 이변량 정규성의 위배 정도를 조작하였다. 특정 왜도값을 갖도록 조절매개변인을 변환하는 데는 거듭곱 변환법(power transformation method, Fleishman, 1978)이 사용되었다. 이 방법은 다변량 정규분포에서 생성된 각 변인을 특정 왜도와 첨도에 해당하는 계수를 갖는 다항식을 이용하여 변환하는 것이다. 거듭곱 변환법은 원하는 왜도와 첨도에 따라 미리 계산된 계수를 사용하여 분포를 손쉽게 변형할 수 있기 때문에 특정 왜도와 첨도를 갖는 다변량분포를 생성하기 위해 가장 널리 사용되는 방법 중 하나이다 (Fan, Sivo, & Keenan, 2002).

그런데 거듭곱 변환법에 의해 정규분포를 변환하여 왜도를 갖게 할 때에는 그 분포의 첨도에 따라 가능한 왜도의 범위가 제한된다 (Fleishman, 1978). 예를 들어, 정규분포하는 변인을 거듭곱 변환법으로 변환할 때 첨도 0을 유지하면서 가질 수 있는 최대 왜도 값은 0.75이다. 따라서 정규분포를 0.75보다 더 큰 왜도를 갖는 분포로 변환하기 위해서는 첨도가 0보다 큰 값을 갖도록 허용해야 한다. 예컨대 왜도가 1.5인 분포를 생성하기 위해서는 첨도

이루어진 행렬 Z를 행렬 A에 곱하여(AZ) 얻었다.

가 최소한 2.5가 되어야 한다. 심리학 연구에서 1 이상의 왜도를 갖는 변인들이 적지 않기 때문에 본 연구에서는 조절매개변인의 왜도의 조건이 왜도 1.5를 포함하도록 하였으며 첨도의 영향을 통제하기 위해서 모든 왜도 조건(0.00/0.75/1.50)에서 조절매개변인의 첨도를 2.5로 고정하였다.

왜도의 조작은 먼저 이변량 정규분포에서 무선적으로 생성된 자료를 왜도 0.00인 조건의 자료로 사용하고 이 자료의 조절매개변인을 거듭곱 제곱법을 이용하여 기대왜도 0.75와 1.50을 갖도록 각각 변환한 자료를 각 왜도 조건의 자료로 사용함으로써 이루어졌다. 왜도 조건은 동일한 자료의 변환에 의해 구성되어 서로 독립적이지 않기 때문에 개인내 요인으로 간주되었다. 표본크기 조건은 50, 100, 200, 500이 사용되었으며 이 요인은 개인간 요인으로 간주되었다. 따라서 이 연구의 설계는 왜도 조건이 개인내 요인인 3(왜도) × 4(표본크기) 혼합요인설계이다. 각 조건에는 500개의 가상 표본이 사용되었으며 총 표본자료는 6000개였다.

각 조건에서 생성된 개별 표본자료에 대해 먼저 자료 생성 절차의 2)에서 얻어진 (평균중심화된) 조절매개변인과 상호작용항의 상관($r_{z,xz}$)이 계산되었다. 이어서 2)에서 4)를 통해 얻어진 각 표본자료에 대해 표 1의 조절매개변인 모형의 중다회귀식을 추정한 후 b_2 의 표준오차 추정값(SE_{b_2})을 얻었다. 표본크기가 서로 다른 조건들의 표준오차를 이변량 정규성을 따르는 조건에 대한 상대적인 크기로 비교하기 위하여 아래의 계산식을 이용해 표준오차의 상대크기를 표준화하였다.

$$\widehat{SE}_{b_2} \text{의 상대크기} = \frac{\widehat{SE}_{b_2} - SE_{b_2}}{SE_{b_2}}$$

여기에서 SE_{b_2} 는 기본모형(그림 2)에서 얻어진 b_2 의 표준오차이다(각주 2 참조). 위의 식으로 표현된 b_2 표준오차(추정치)의 상대적인 크기는 (이변량 정규성을 충족하는) 기본모형의 표준오차와 동일할 때 0을, 그것보다 작을 때 음수를, 클 때 양수를 갖는다. 표준오차 상대크기 0.1은 표준오차가 이변량 정규성을 충족시킨 기본모형의 표준오차에 비해 10% 큼을, 상대크기 1은 100% 큼을 의미한다.

이 설계는 한 가지 추가로 고려해야 할 사항을 갖고 있다. 앞서 설명한 대로 본 연구는 왜도 조건이 왜도 1.5를 포함하도록 하기 위해 첨도를 2.5로 통제된 상태에서 왜도를 조작하였다. 그러나 본 연구의 초점이 첨도의 차이에 있지 않더라도 첨도에 따라 공선성의 크기나 간접경로 2차 경로의 표준오차의 상대적인 크기가 달라질 가능성을 배제할 수 없기 때문에 첨도를 달리한 조건을 추가하는 것이 필요하다. 따라서 조절매개변인의 첨도가 0이면서 왜도가 0.00 또는 0.75인 조건을 추가하여 첨도의 효과와 첨도와 왜도의 상호작용효과를 추가로 확인하였다. 추가 분석에 사용된 조건은 기존 설계에서 얻은 첨도 2.5-왜도 0.00, 첨도 2.5-왜도 0.75 조건과 새로 추가된 첨도 0.0-왜도 0.00, 첨도 0.0-왜도 0.75 조건을 합하여 2(왜도) × 2(첨도)의 개인내 조건에 표본크기 4수준(50/100/200/500)을 곱하여 2(왜도) × 2(첨도) × 4(표본크기)의 16개 조건이었다. 각 조건에는 500개의 가상 표본이 사용되었으며 총 표본자료는 8000개였다. 첨도 2.5

조건의 4000개 표본자료는 기존의 6000개 자료 중 왜도가 1.50인 조건들에서 사용된 2000개 자료를 제외한 자료가 그대로 사용되었다.

결 과 5)

제3변인의 왜도의 영향

제3변인인 조절매개변인의 침도가 2.5일 때 표본크기와 조절매개변인의 왜도에 따른 각 조건에서의 $r_{z,xx}$ 및 \widehat{SE}_{b_2} 의 상대크기의 평균과 표준편차(괄호안)가 표 3에, 그리고 각 조건에 따른 $r_{z,xx}$ 와 \widehat{SE}_{b_2} 의 상대크기의 평균차에 대한 분산분석의 결과가 표 4에 각각 제시되어 있다. 표 3을 보면 조절매개변인의 왜도가 커질수록 조절매개변인과 상호작용항의 상관관계가 뚜렷하게 커지는 것을 확인할 수 있다. 왜도가 0.00인 조건에서는 예측할 수 있는 바와 같이 상관계수의 평균이 실질적으로 0이었지만 왜도가 0.75인 경우에는 표본크기에 따라 .12에서 .15, 왜도가 1.50인 경우에는 표본크기에 따라 .35에서 .37의 값을 보였다. 반복측정 분산분석의 결과(표 4)는 이 조건 간의 차이가 통계적으로 유의미하고, 효과의 크기도 매우 큼을 보여주었다, $F(2,1996) = 12205.28, p < .001, \eta^2_{partial} = .86$. 반면 표본크기에 따른 평균 상관관계의 차이는 뚜렷하지 않았다. 표본크기의 주효과는 유의미하지 않았으며 표본크기와

표 3. 표본크기와 제3변인의 왜도 조건에 따른 $r_{z,xx}$ 및 \widehat{SE}_{b_2} 의 상대크기의 평균과 표준편차(침도=2.5)

왜도	표본크기			
	50	100	200	500
$r_{z,xx}$				
0.0	.00(.26)	.00(.21)	.01(.16)	.00(.10)
0.75	.12(.25)	.13(.20)	.14(.15)	.15(.09)
1.50	.35(.21)	.36(.16)	.36(.12)	.37(.07)
\widehat{SE}_{b_2} 의 상대크기				
0.0	.07(.20)	.03(.13)	.02(.09)	.00(.06)
0.75	.07(.20)	.04(.13)	.03(.09)	.01(.06)
1.50	.11(.23)	.09(.15)	.08(.10)	.05(.07)

왜도의 유의미한 상호작용이 나타났지만 효과 크기가 매우 미미하였다, $F(6,1996) = 3.54, p = .04, \eta^2_{partial} = .01$.

조절매개변인과 상호작용항의 상관관계와 마찬가지로 b_2 의 표준오차의 상대크기의 평균도 조절매개변인의 왜도가 커질수록 큰 값을 보였다(표 3). 왜도 0인 조건과 0.75인 조건의 \widehat{SE}_{b_2} 상대크기의 평균 차이는 표본크기에 따라 0%에서 1%를 보였으며, 왜도 0.75인 조건과 왜도 1.50인 조건의 평균 차이는 4%에서 5%를 보였다, $F(2,1996) = 485.29, p < .001, \eta^2_{partial} = .20$. 조절매개변인과 상호작용항의 상관관계는 달리 \widehat{SE}_{b_2} 상대크기의 평균은 표본크기가 커짐에 따라 작은 값을 나타냈다. 왜도가 0.00일 때는 표본크기 50에서 7%였으나 표본크기 500에서는 0%를, 왜도가 1.50일 때는 표본크기 50에서 11%였으나 표본크기 500에서는 5%의 상대크기를 보였다, $F(3,1996) = 17.99, p < .001, \eta^2_{partial} = .03$. 왜도와 표본크기의 상호작용은 유의미하지 않았다(표 4).

5) 회귀계수 b_2 의 편향은 본 연구에서 사용된 조건들(왜도/침도/표본크기)과 관련이 없는 것으로 알려져 있다. 실제 본 연구 자료의 분석 결과도 이 조건들이 b_2 의 편향과 무관함을 보였다(모든 $F_s < 2.53$, 모든 $p_s > .06$).

표 4. 표본크기와 제3변인의 왜도 조건에 따른 $r_{z,xx}$ 및 SE_{b_2} 의 상대크기의 평균차에 대한 반복측정 분산 분석(침도=2.5)

변인	df	F	$\eta^2_{partial}$
$r_{z,xx}$			
개체간			
표본크기(A)	3	.80	.00
개체내			
왜도(B)	2	12205.28***	.86
AxB	6	3.54**	.01
SE_{b_2} 의 상대크기			
개체간			
표본크기(A)	3	17.99***	.03
개체내			
왜도(B)	2	485.29***	.20
AxB	6	1.07	.00

이상의 결과는 조절매개변인 모형에서 제3변인의 왜도가 제3변인과 상호작용항의 공선성(상관)과 매개효과의 2차 경로 회귀계수의 표준오차의 크기에 영향을 미친다는 것을 확인해 준다. 또한 제3변인의 왜도가 0.75 정도인 경우는 왜도가 없는 경우와 비교할 때 추정된 간접효과의 2차 경로 회귀계수의 표준오차가 크게 차이가 없으나 왜도가 1.5 정도인 경우에는 4%에서 6% 가량의 차이를 갖게 되어 조절효과에 비해 매개효과를 과소평가할 가능성이 높다는 것을 보여준다. 또한 이와 같이 제3변인이 높은 왜도를 갖는 경우 매개효과에 대한 과소평가를 줄이기 위해서는 많은 수의 표본(예, 500)이 필요하다는 것도 시사한다.

제3변인의 왜도와 침도의 상호작용

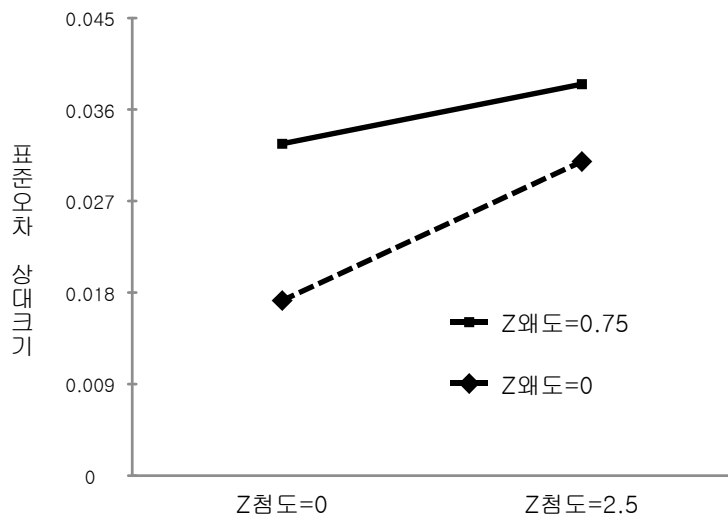
제3변인인 조절매개변인의 왜도(0.0/0.75)와 침도(0.0/2.5) 조건에 따른 각 조건에서의 $r_{z,xx}$ 및 SE_{b_2} 의 상대크기의 평균과 표준편차가 표 5에 제시되어 있다.⁶⁾ 앞선 분석에서와 마찬가지로 조절매개변인과 상호작용항의 상관($r_{z,xx}$)의 평균이 조절매개변인의 왜도가 0.00일 때보다 0.75일 때 더 큰 값을 보였다, $F(1,1996) = 14890.74, p < .001, \eta^2_{partial} = .88$. 그러나 조절매개변인의 침도는 그 값이 낮은 조건(침도 0 조건)보다 높은 조건(침도 2.5 조건)에서 두 항의 평균 상관이 더 낮게 나타났다, $F(1,1996) = 315.37, p < .001, \eta^2_{partial} = .14$. 왜도와 침도는 평균 상관에 대하여 유의미한 상호작용을 보였는데, $F(1,1996) = 4847.66, p < .001, \eta^2_{partial} = .71$, 이는 왜도가 0.00인 조건과 왜도가 0.75인 조건의 평균 상관의 차이가 침도가 클 때 줄어드는 것으로 해석할 수 있다. 표본크기의 주효과는 유의미하지 않았으며 표본크기와 침도 및 왜도와의 유의미한 삼원 상호작용, $F(3,1996) = 6.30, p < .001, \eta^2_{partial} = .01$, 표본크기와 왜도의 유의미한 이원 상호작용이 나타났으나, $F(3,1996) = 9.39, p < .001, \eta^2_{partial} = .01$, 효과크기가 매우 작았다.

조절매개변인과 상호작용항의 상관에서와 마찬가지로 b_2 의 표준오차의 상대크기의 평균에서도 제3변인의 왜도의 주효과, $F(1,1996) = 143.05, p < .001, \eta^2_{partial} = .07$, 침도의 주효과, $F(1,1996) = 83.90, p < .001, \eta^2_{partial} = .04$, 그리고 침도와 왜도와의 상호작용 효과가 나타났다, $F(1,1996) = 192.35, p < .001, \eta^2_{partial} = .09$. 그림 3은 매개효과의 2차 경로인 b_2 의 표준오차 상대크기에 대한 조절매개변인의 왜도

6) 침도 2.5인 조건의 자료는 표 3에서와 동일

표 5. 표본크기와 제3변인의 왜도 및 침도 조건에 따른 $r_{z,xyz}$ 및 \widehat{SE}_{b_2} 의 상대크기의 평균과 표준편차

왜도	표본크기							
	50		100		200		500	
	$r_{z,xyz}$							
	침도		침도		침도		침도	
	0.0	2.5	0.0	2.5	0.0	2.5	0.0	2.5
0.0	.00(.20)	.00(.26)	.00(.15)	.00(.21)	.00(.11)	.01(.16)	.00(.07)	.00(.10)
0.75	.19(.18)	.12(.25)	.21(.13)	.13(.20)	.21(.15)	.14(.15)	.21(.06)	.15(.09)
	\widehat{SE}_{b_2} 의 상대크기							
	침도		침도		침도		침도	
	0.0	2.5	0.0	2.5	0.0	2.5	0.0	2.5
0.0	.04(.16)	.07(.20)	.02(.18)	.03(.13)	.01(.07)	.02(.07)	.00(.05)	.00(.06)
0.75	.05(.17)	.07(.20)	.04(.11)	.04(.13)	.03(.07)	.03(.09)	.02(.05)	.01(.06)



와 침도의 상호작용의 내용을 보여준다. 그림에서 확인할 수 있듯이 왜도가 있는 조건이 왜도가 없는 조건에 비해 더 큰 상대 표준오차를 보이지만, 침도가 있는 경우 그 차이가 작아짐을 확인할 수 있다. 표 4의 분석에서와

마찬가지로 여기에서도 표본크기가 클수록 표준오차 상대크기는 작아졌다, $F(3,1996) = 13.97, p < .001, \eta^2_{partial} = .02$.

이상의 결과는 표 3과 표 4에 나타난 결과의 주요 내용, 즉 조절매개변인 모형에서 제3

변인의 왜도가 제3변인과 상호작용항의 공선성(상관)과 매개효과의 2차 경로 회귀계수의 표준오차의 크기에 영향을 미친다는 것이 제3변인의 침도의 크기가 클 때 덜 뚜렷하게 나타남을 시사한다. 따라서 제3변인의 침도를 2.5로 통제된 상태에서 얻은 표 3과 표 4의 결과의 주요 내용이 높은 침도에 의해 과장되지 않았다고 할 수 있다.

논 의

매개모형과 조절모형은 인과적으로 연결된 두 변인의 관계에 제3의 변인이 어떻게 관여할 수 있는지를 탐색하고 확인하기 위해 널리 사용된다. 두 모형을 소개하는 대표적인 문헌인 Baron과 Kenny의 논문(1986)이 현재까지 42000건 이상 인용되어 왔다는 사실은 심리학을 비롯한 다양한 학문 분야에서 조절효과와 매개효과에 대해 갖는 관심과 두 모형의 적용의 광범위함을 단적으로 보여준다(2014년 1월 10일 기준, 구글 학술검색 결과 참조).

매개모형과 조절모형에 대해 논의하는 여러 문헌들이 강조하듯이, 이 두 모형은 두 변인의 인과관계에 대한 이론적, 경험적 근거 위에 적용되어야 한다. 또한 두 모형 중 어느 한 모형을 선택하는 것도 제3변인이 이 인과관계에 관여하는 방식(매개 또는 조절)에 대한 논리적이고 합리적인 근거에 의해 결정되어야 한다. 그럼에도 불구하고 두 변인의 인과관계에 제3의 변인이 어떤 방식으로 작용하는지가 모호하거나 제3변인의 효과를 매개효과나 조절효과 중 어느 하나로 특정하기 어려운 경우도 존재한다. 앞서 소개한 연구들은 어떤 인과관계를 동일한 제3변인이 조절하거나, 매개

하거나, 또는 두 역할을 모두 할 수 있는 가능성을 검토하는 수많은 연구들 중 일부에 지나지 않는다. 조절매개변인 모형은 이와 같이 제3의 변인이 어떤 인과관계를 조절하는지, 매개하는지, 또는 두 역할을 모두 수행하는지 모호할 때 유용하게 사용될 수 있다.

조절매개변인 모형은 매개효과와 조절효과를 동시에 추정하여 두 효과를 평가하기 때문에 이 모형이 갖는 특성으로 인해 어느 한 효과가 다른 효과보다 과소평가되지 않도록 하는 것이 중요하다. 만약 조절매개변인 모형이 어느 한 효과를 과소평가할 수 있는 조건이 있다면 그 조건을 구체적으로 밝히고 이로 인한 과소평가를 최소화하기 위한 처방을 찾는 것이 필요하다. 이러한 맥락에서 본 연구를 통해 확인할 수 있었던 내용은 다음과 같다.

먼저 평균중심화된 두 변인 A, B와 이들의 곱으로 구성된 상호작용항 AB가 있을 때, A와 AB는 A의 왜도가 클수록 높은 상관을 갖는 것이 확인되었다. 즉, A의 왜도가 0.75 정도일 때는 약 .15(A의 침도 = 2.5)에서 .21(A의 침도 = 0)의 상관이며, A의 왜도가 1.5 정도일 때는 약 .36 정도의 작지 않은 상관이 얻어졌다. 이 결과는 상호작용항이 포함된 모형을 이용하는 연구자들이 평균중심화를 사용하면 일차항과 상호작용항 사이의 공선성이 무시할 정도로 작아진다고 생각하는 것이 큰 오해라는 것을 분명히 보여준다(Dalal & Zickar, 2012 참조).

본 연구에서 보다 주목되는 결과는 조절매개변인 모형에서 매개변인의 왜도가 커짐에 따라 (위에서 언급된 증가된 공선성으로 인해) 매개효과(의 2차 경로)의 표준오차의 상대적인 크기가 증가하였다는 것이다. 이 증가의 정도는 매개변인의 왜도가 .75보다 작을 때(특히

매개변인의 첨도가 0.0일 때)는 두 항 사이의 공선성이 0인 경우에 비해 대략 5% 이하였지만 왜도가 1.5 정도로 큰 경우에는 200의 표본 크기를 갖는 경우에도 5%를 넘었다. 따라서 조절매개변인 모형을 사용하여 조절효과와 매개효과를 동시에 확인하고자하는 연구자들은 매개변인이 비대칭적인 분포를 가질 가능성을 사전에 검토하여 만일 매개변인의 왜도가 클 것(예, 1.5 이상)으로 예상되는 경우에는 표본을 충분히 확보하여 매개효과에 대한 통계적 검증력을 확보해야 할 것이다. 또한 이미 수집된 자료를 조절매개변인 모형을 이용해 분석하였는데 (평균중심화를 했음에도 불구하고) 통계적으로 유의미한 매개효과를 얻지 못했다면, 이 결과가 매개변인의 분포의 왜도가 커서 비롯된 것은 아닌지 확인하는 것이 필요하다.

본 연구에는 다음과 같은 몇 가지 제한점이 있었다. 먼저 본 연구에서는 평균중심화를 통한 일차항과 상호작용항 사이의 공선성 감소의 문제를 이변량 정규성 조건과 왜도에 의한 정규성 조건의 위배로 국한하였다. 평균중심화를 통해 일차항과 이차항 사이의 비분질적인 공선성이 완전히 제거될 수 있는 조건의 핵심은 분포의 정규성이라기 보다는 대칭성에 있다. 정규분포 이외의 대칭분포를 이용해 대칭성에 위배되는 정도에 따른 영향을 확인한다면 분포의 대칭성과 비대칭성의 영향에 대한 보다 일반적인 결론을 내릴 수 있을 것이다. 이와 관련하여 평균중심화를 통해 일차항 A와 상호작용항 AB 사이의 상관관계가 0이 되도록 하는 다른 조건으로 알려진 A의 B에 대한 등분산성 조건(Bohrstedt & Goldberger, 1969)도 조절매개변인 모형의 맥락에서 검토될 필요가 있다.

본 연구에서는 정규분포하는 변인에 특정한 왜도를 갖게 하기 위해 거듭곱 변환법을 사용하였다. 그러나 이 방법을 이용해 자료를 변환하는데 따르는 가장 큰 제약은 왜도의 값을 크게 하기 위해서 첨도 역시 큰 값을 갖도록 해야 한다는 것이었다. 이로 인해 첨도가 0으로 고정되면서 다양한 왜도를 갖는 조건들을 구현할 수 없었다. 거듭곱 제곱법의 이러한 단점을 보완하고자 수정된 거듭곱 제곱법(Headrick & Kowalchuk, 2007; Headrick & Sawilowsky, 1999)이나 taxometric method(Meehl & Yonce, 1994) 등이 제안되기도 하였으나 절차의 복잡성과 해석의 어려움 등으로 널리 사용되지 않고 있다. 최근에는 부트스트랩을 이용한 대안적인 변환법(Rucio, Rucio, & Meron, 2007)이 제안되기도 하였는데 향후에는 이와 같은 새로운 접근법의 적용가능성을 검토할 필요가 있겠다.

참고문헌

- 김미례 (2007). 기혼여성의 생활스트레스와 우울의 관계에서 자아존중감의 매개효과 및 조절효과 검증. *한국심리학회지: 건강*, 12(4), 761-777.
- 이재식, 김혜진, 김비아 (2012). 조직구성원의 문화성향에 따른 조직시민행동의 차이: 조직지원인식의 조절효과와 매개효과. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 25(2), 265-297.
- 조 하, 신희천 (2009). 생활사건 스트레스가 자살사고에 미치는 영향: 삶의 의미의 매개효과와 조절효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 21(4), 1011-1026.

- Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. Newbury Park, CA: Sage.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173-1182.
- Bisconti, T. L., & Bergeman, C. S. (1999). Perceived social control as a mediator of the relationships among social support, psychological well-being, and perceived health. *The Gerontologist*, 39(1), 94-104.
- Bohrnstedt, G. W., & Goldberger, A. S. (1969). On the exact covariance of products of random variables. *Journal of the American Statistical Association*, 64, 1439-1442.
- Bradley, R. A., & Srivastava, S. S. (1979). Correlation in polynomial regression. *The American Statistician*, 33, 11-14.
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112(1), 155-159.
- Connor-Smith, J. K., & Compas, B. E. (2002). Vulnerability to social stress: Coping as a mediator or moderator of sociotropy and symptoms of anxiety and depression. *Cognitive Therapy and Research*, 26(1), 39-55.
- Dalal, D. K., & Zickar, M. J. (2012). Some common myths about centering predictor variables in moderated multiple regression and polynomial regression. *Organizational Research Methods*, 15(3), 339-362.
- Fan, X., Sivo, S., & Keenan, S. (2002). *SAS for Monte Carlo studies: A guide for quantitative researchers*. NC: SAS Institute.
- Fleishman, A. I. (1978). A method for simulating non-normal distributions. *Psychometrika*, 43(4), 521-532.
- Frazier, P. A., Tix, A. P., & Barron, K. E. (2004). Testing moderator and mediator effects in counseling psychology research. *Journal of Counseling Psychology*, 51(1), 115-134.
- Ferguson, Y. L., Kasser, T., & Jahng, S. (2011). Differences in life satisfaction and school satisfaction among adolescents from three nations: The role of perceived autonomy support. *Journal of Research on Adolescence*, 21(3), 649-661.
- Field, A. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS STATISTICS (3rd ed.)*. London: Sage.
- Green, S. G., & Mitchell, T. R. (1979). Attributional processes of leaders in leader-member interactions. *Organizational Behavior and Human Performance*, 23, 429-458.
- Headrick, T. C., & Kowalchuk, R. K. (2007). The power method transformation: Its probability density function, distribution function, and its further use for fitting data. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 77(3), 229-249.
- Headrick, T. C., & Sawilowsky, S. S. (1999). Simulating correlated multivariate nonnormal distributions: Extending the Fleishman power method. *Psychometrika*, 64(1), 25-35.
- Ilggen, D. R., & Knowlton, W. A. Jr. (1980). Performance attributional effects on feedback from superiors. *Organizational Behavior and Human Performance*, 25, 441-456.
- James, L. R., & Brett, J. M. (1984). Mediators, moderators and tests for mediation. *Journal of*

- Applied Psychology*, 69, 307-321.
- Judd, C. M., & Kenny, D. A. (1981). Process analysis: Estimating mediation in treatment evaluations. *Evaluation Review*, 5, 602-619.
- Knowlton, W. A. Jr, & Mitchell, T. R. (1980). Effects of causal attributions on a supervisor's evaluation of subordinate performance. *Journal of Applied Psychology*, 65, 459-466.
- Lambert, A. J., Keith Payne, B., Jacoby, L. L., Shaffer, L. M., Chasteen, A. L., & Khan, S. R. (2003). Stereotypes as dominant responses: On the "social facilitation" of prejudice in anticipated public contexts. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84(2), 277-295.
- Marquardt, D. W. (1980). A critique of some ridge regression methods: Comment. *Journal of the American Statistical Association*, 75, 87-91.
- Marquardt, D. W., & Snee, R. D. (1975). Ridge regression in practice. *The American Statistician*, 29, 3-20.
- Meehl, P. E., & Yonce, L. J. (1994). Taxometric analysis: I. Detecting taxonicity with two quantitative indicators using means above and below a sliding cut (MAMBAC procedure). *Psychological Reports*, 74(3), 1059-1274.
- Preacher, K. J., Rucker, D. D., & Hayes, A. E. (2007). Addressing moderated mediation hypotheses: Theory, methods, and prescriptions. *Multivariate Behavioral Research*, 42(1), 185-227.
- Ruscio, J., Ruscio, A. M., & Meron, M. (2007). Applying the bootstrap to taxometric analysis: Generating empirical sampling distributions to help interpret results. *Multivariate Behavioral Research*, 42(2), 349-386.
- Smith, K. W., & Sasaki, M. S. (1979). Decreasing multicollinearity: A method for models with multiplicative functions. *Sociological Methods & Research*, 8(1), 35-56.
- 1차원고접수 : 2014. 01. 23.
수정원고접수 : 2014. 04. 07.
최종게재결정 : 2014. 04. 07.

Effects of skewness of the third variable on estimation of the mediation effect in the moderating mediator model

Seul Lee

Seungmin Jahng

Department of Psychology, Hallym University

A model with a third variable that has both mediation and moderation effects, i.e., the moderating mediator model, can be used to determine whether the third variable has mediation effect, moderation effect, or both in a causal relationship between two variables. Because this model is analyzed base on a moderation model, nonessential collinearity between the third variable and the interaction term may increase the standard error of estimation for the second path of the mediation effect and the increased standard error generates underestimation of statistical significance of mediation effect over and beyond the moderation effect of the third variable. Although researchers may use mean-centering on the predictor and the third variable to decrease the collinearity, degree of the decrease depends on the bivariate normality of the explanatory variables. The current study investigated how much nonessential collinearity and standard error of the estimation for the second path of the mediation effect increased as the amount of deviation from bivariate normality of the explanatory variables increased by manipulating skewness of the third variable. We found that high skewness of the third variable produced substantial amount of nonessential collinearity even with mean-centered variables, which negatively influenced on the estimation of the mediation effect in the moderating mediator model. We also found that increase in sample size attenuated the negative effects. The results suggest that a large number of samples are required in applications of the moderating mediator model with a highly skewed third variable.

Key words : moderating mediator model, mean centering, collinearity, skewness, moderation model