

한국판 네브래스카 드러내기 척도(Korean version of the Nebraska Outness Scale; K-NOS) 타당화 연구

고 현 박 혜 경*

성신여자대학교 심리학과

성소수자(lesbian, gay, & bisexual; LGB)는 자신의 성적 지향을 언제, 누구에게 드러낼 것인지에 관한 결정을 내리게 된다. 성소수자의 드러내기는 소수자 스트레스 발생 요인 중 하나로 제안되어, 여러 선행 연구를 통해 성소수자의 드러내기 수준을 측정하기 위한 척도가 개발되었다. 하지만 지금까지 해외 선행 연구의 드러내기 척도를 단순 번안하여 사용하였을 뿐, 국내에서 드러내기 척도에 대한 타당화가 이루어지지 않았다. 그러므로 본 연구에서는 성소수자 드러내기를 공개와 은폐의 두 가지 하위요인으로 측정하는 네브래스카 드러내기 척도(Nebraska Outness Scale; NOS)를 한국의 상황에 맞게 번안 및 타당화하고자 하였다. 연구 1에서 한국의 성소수자들이 어떤 집단에게 자신의 성적 지향을 드러내는지를 내용 분석하였으며, 그 결과 해외 성소수자의 드러내기 대상 집단과 차이가 나타나 원척도의 집단 분류를 일부 수정하였다. 연구 2에서는 수정된 집단 분류의 적절성을 파악하기 위하여 사교 구성원, 성소수자 사교 구성원, 비성소수자 사교 구성원으로 구분하여 측정하였으며, 성소수자 사교 구성원과 비성소수자 사교 구성원 간의 드러내기 수준에 유의한 차이가 나타나는지를 확인하기 위해서 대응표본 t검정을 실시하였다. 연구 3에서는 K-NOS의 내적합치도와 검사-재검사 신뢰도, 구성 타당도와 준거 타당도를 살펴보았다. 분석 결과, K-NOS 전체 척도와 공개 요인 및 은폐 요인의 신뢰도와 타당도는 수용 가능한 수준으로 나타났다. 추가적으로 드러내기 하위요인 간 및 척도 간 유용성 분석, 공개 요인과 은폐 요인 간 회귀 모델을 분석함으로써, 드러내기의 주요 기제를 보다 심층적으로 이해하고 향후 연구 및 실천적 개입에 대한 시사점을 도출하고자 하였다. 본 연구는 NOS를 한국어로 번안 및 타당화함으로써, 국내 성소수자의 드러내기를 적절히 측정하는 척도를 마련하여 후속 연구들을 위한 토대를 제공하였다는 점에 의의가 있다. 하지만 K-NOS의 내적합치도는 원척도에 비해서 낮게 나타났으며 표본의 인구통계학적 특성의 편중으로 인해 일반화에 한계가 있으므로, 이를 보완하기 위한 후속 연구를 제안하였다.

주요어 : 성소수자(LGB), 커밍아웃, 드러내기, 공개, 은폐

* 박혜경, 성신여자대학교 심리학과, 서울특별시 성북구 보문로 34다길 2, E-mail: hpark@sungshin.ac.kr



© 2025, Korean Social and Personality Psychological Association.
This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution-Non-Commercial License(<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)

which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

과거 이성애 이외의 동성애, 양성애, 무성애 등의 다양한 성적 지향 스펙트럼은 비정상적인 것으로 간주되어 치료나 교정의 대상으로 여겨졌다. 일례로, 미국정신의학회(American Psychiatric Association; APA)에서 1952년에 발간한 정신질환 진단 및 통계편람(Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders; DSM)에 동성애가 정신질환으로 분류된 것에서 그 역사를 확인할 수 있다. 이후 동성애 인권 운동이 활발히 진행되며 1973년에 미국정신의학회(American Psychiatric Association)는 동성애를 DSM-III에서 삭제하였으며, 2003년에 미국심리학회 역시 동성애를 정신질환 목록에서 삭제하였다. 이는 다양한 성적 지향 스펙트럼이 정신병리와 무관하므로 정신장애로 진단하는 것이 옳지 않음을 학계에서 인정한 것이다.

성소수자¹⁾ 인권 운동의 흐름에 맞춰 성소수자들이 겪는 독특한 심리적 과정을 이해하고자 하는 연구가 수행되었다. 성소수자의 정신건강에 대한 다양한 이론 중 가장 주목받고 있는 것은 Meyer(2003)가 제안한 소수자 스트레스 이론(Minority Stress Theory)이다. 소수자 스트레스는 사회경제적 배경, 인종 및 민족적 배경, 성별 및 성적지향과 같은 소수자 지위로 인해 겪는 고유하고, 만성적이며, 사회적으로 유발되는 스트레스이다. 소수자 스트레스 이론은 다양한 소수자의 스트레스 상황에 대해서 설명하지만, 그 중에서도 성소수자가 경험하는 스트레스를 설명하는 데 유용하게 활용되어 왔다(Lick, Durso, & Johnson, 2013; Frost, Leavor, & Meyer, 2015). 소수자 스트레스 이론을 성소수자를 대상으로 적용하는 경우, 일상적인 사건이나 생활에서 야기되는 일반적 스트레스와 사회적으로 혜택을 받지 못하는 소수자로서의 지위로 인해 경험하게 되는 소수자 스트레스로 구성된다고 가정한다.

또한 이때의 소수자 스트레스를 소수자 지위로 인해 겪게 되는 사건에서 비롯된 원격 스트레스 요인과 소수자 지위를 스스로 내면화함으로써 발생하는 근접 스트레스 요인으로 분류한다. 원격 소수자 스트레스 요인의 예로는 편견적 사건, 차별 및 편견이 있으며, 근접 스트레스 요인의 예로는 내면화된 동성애 혐오, 은폐, 거절에 대한 예상 등이 있다(Meyer, 2003; 그림 1).

전 세계적으로 소수자 스트레스 이론을 기반으로 하여 성소수자의 우울, 자살, 물질남용 등에 대한 연구가 진행되었으며(e.g., Baams, Grossman & Russell, 2015; Goldbach, Tanner-Smith, Bagwell & Dunlap, 2014, Kuyper & Fokkema, 2011), 국내에서도 성소수자를 대상으로 소수자 스트레스 이론을 바탕으로 한 다양한 연구가 수행되었다(e.g., 김유숙, 도민정, 2019; 박기량, 박원주, 2022; 박미란, 2019; 박수진, 2018; 박수현, 2010, 박의주, 2012; 손주연, 이영호, 2023; 이성원, 연규진, 2020; 이호림, 2015; 임민경, 2014; 황단비, 2020). 이러한 다양한 시도에도 불구하고 소수자 스트레스 이론을 바탕으로 한 국내 연구들의 한계점은, 대체로 해외에서 개발된 척도를 국내 실정에 맞게 번안하고 타당화하는 단계를 거치지 않고 사용하였다는 데 있다.

지금까지 국내에서 번안 및 타당화된 소수자 스트레스 요인 척도는 제한적이다. 원격 소수자 스트레스 요인을 측정하는 척도로는 Harvey(2001)가 개발하고 강병철(2011)이 타당화한 사회적 낙인인식 척도, Woodford, Chonody, Kulick, Brennan과 Renn(2015)이 개발하고 박도담과 유성경(2020)이 타당화한 한국판 성적 지향 마이크로어그레션 척도가 있다. 근접 소수자 스트레스 요인을 측정하는 척도로는 내면화된 동성애 혐오와 관련하여 Lingiarde, Baioco와 Nardeli(2012)가 개발하고 임민경(2014)이 번안 및 타당화한 한국판 내면화된 성적 낙인 척도가 있다.

대부분의 소수자 스트레스 연구에서는 해외에서 개발된 척도를 단순 번안하여 사용하거나, 성소수자를 대상으로 개발되지 않은 척도를 사

1) 일반적으로 성소수자는 다양한 성적 지향과 성별 정체성의 스펙트럼을 포괄하는 용어이지만, 본 연구에서는 성적 지향의 차원만을 고려하므로 레즈비언, 게이와 양성애자를 성소수자로 통칭하고자 한다.

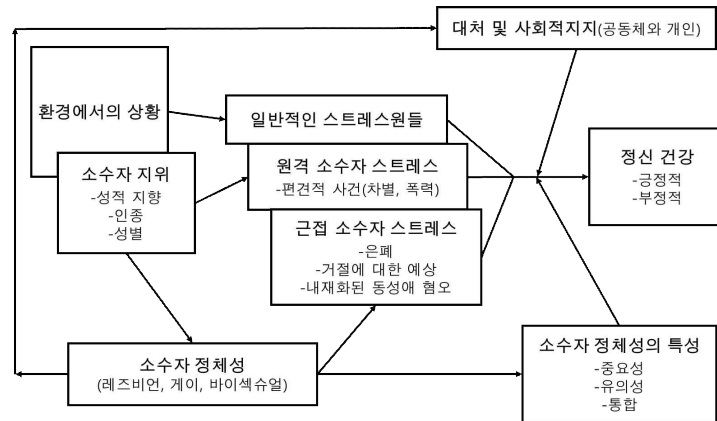


그림 1. Meyer(2003)의 소수자 스트레스 과정 모형

용하거나, 연구자가 임의로 설정한 기준을 통해 요인을 측정하였다. 예를 들어, 원격 소수자 스트레스 요인과 관련된 반동성에 폭력 경험 척도(김은경, 권정혜, 2004; Dean, 1992)는 단순 번안되어 활용되었으며(e.g. 박미란 2019; 박수진, 2018; 손주연, 이영호, 2023; 이호림, 2015; 황단비, 2020), Martin과 Dean(1987)이 개발하고 박의주(2012)가 번안한 내면화된 동성애 혐오 척도는 별도의 타당화 작업이 이루어지지 않고 단순 번안되어 활용되었다(e.g. 김유숙, 도민정, 2019; 박기량, 박원주, 2022; 손주연, 이영호, 2023; 손현진, 정남운, 2023). 거부에 대한 예상과 관련된 척도는 국내에서 타당화되지 않아 성소수자의 특성이 반영되지 않은 거부민감성 척도(박명진, 2017; Downey & Feldman, 1996)로 연구가 수행되었다(고현, 박예진, 박혜경, 2021). 은폐의 경우에는 성소수자가 자신의 성적 지향을 은폐하는 수준을 직접 측정하기보다는 개인의 성적 지향을 누구에게, 얼마나 밝혔는가에 대한 공개 수준으로 측정하였다. 커밍아웃 경험 여부, 첫 커밍아웃 시기, 커밍아웃한 대상의 수와 같이 임의의 수치를 통해 측정하거나(e.g. 강병철, 2011; 박미란, 2019; 황단비, 2020), 척도를 활용하지 않고 특정 대상(가족, 이성애 친구들, 동성애 친구들, 동료)에게 공개한 정도를 리커트 척도로 응답하

도록 하였다(e.g., 박의주, 2012; 장미래, 송형주, 2021). 그리고 은폐의 개념을 일부 포함하는 드러내기²⁾ 척도(Outness Inventory; OI; Mohr & Fassinger, 2000)를 단순 번안하여 사용하기도 하였다(e.g., 박수진, 2018; 손주연, 이영호, 2023; 임민경, 2014).

소수자 스트레스 이론에 바탕을 둔 연구에서 척도를 타당화하지 않고 단순 번안하여 사용하는 관행은 해외에서 개발된 소수자 스트레스 관련 척도가 한국의 사회문화적 맥락을 적절히 반영하는가, 국내에서도 신뢰롭고 타당하게 사용할 수 있는 척도인가에 대한 의문을 남긴다. 따라서 한국의 성소수자(LGB)를 대상으로 연구를 수행하는 데 소수자 스트레스 모델을 적용하기

2) 성소수자가 자신의 성적 지향을 다른 사람에게 밝히는 것을 ‘벽장 밖으로 나오다(coming out the closet)’라고 표현하며, 이를 줄여 커밍아웃(coming out)이라고 칭한다. 커밍아웃은 자신의 성적 지향을 공개하거나 공개하지 않는 이분화된 변인으로 받아들여질 수 있다. 하지만 성적 지향의 공개는 암시적이고 비언어적인 방식부터 직접적이고 완전한 선언의 방식까지 연속적인 변인으로 구성될 수 있으며(e.g., Mohr & Fassinger, 2000; Savin-Williams, 1989), 이러한 연속성을 반영하는 ‘드러내기’라는 용어가 학계에서 통용되고 있다. 따라서 본 연구에서는 드러내기를 성소수자가 자신의 성적 지향을 드러내는 수준으로 정의하였다.

위해서는 국내 성소수자의 실정에 맞도록 척도를 번안하고 타당화하는 연구가 선행되어야 할 것이다.

본 연구는 Meyer(2003)의 소수자 스트레스 이론에서 근접 스트레스 요인으로 제안된 은폐를 측정하는 드러내기 척도에 중점을 두었다. 근접 스트레스 요인 중 내면화된 동성애 혐오는 국내 연구에서 가장 중점적으로 다루어졌으며, 기존에 타당화된 척도가 존재하므로 제외하였다. 거부민감성은 국내 연구에서 다룬 경우가 드물고, 해외에서 개발된 척도(Gay-Related Rejection Sensitivity Scale; RS: Pachankis & Goldfried, 2008; Sexual Minority Women Rejection Sensitivity Scale; SMW-RSS: Dyar, Feinstein, Eaton & Londen, 2016)의 경우에도 게이와 레즈비언의 거부민감성을 측정하거나 레즈비언의 거부민감성을 측정하는 방식으로 특정 성별과 성적 지향에 한정하여 개발되었다. 서로 다른 정체성을 가진 성소수자 집단의 특성을 반영하여 세분화된 척도를 사용하는 데에는 분명한 장점이 있지만, 성소수자를 개별 정체성 단위로만 구분할 경우 집단 간 비교나 공통된 심리적 경험을 탐색하기 어려운 한계도 존재한다. 따라서 성소수자 집단 전반에 걸쳐 공통적으로 나타나는 양상을 탐색하는 포괄적 척도의 개발이 선행되어야 한다고 판단하였다. 드러내기는 국내 성소수자 연구에서 지속적으로 중요하게 다루어진 개념으로, 성소수자 집단 내 다양한 정체성을 비교적 포괄적으로 포착할 수 있는 특성이 있다. 그러나 기존 연구에서는 드러내기 척도의 한국판 타당화 연구가 이루어지지 않았기 때문에, 본 연구를 통해 드러내기 척도를 한국 문화적 맥락에 맞게 번안하고, 심리측정학적 타당성을 검증함으로써 국내 성소수자 연구의 기반을 확장하고자 하였다.

드러내기 척도

인종, 성별, 연령은 눈으로 보이는 정체성으로 별도의 공개가 필요하지 않지만, 성적 지향

은 은폐 가능한 정체성으로 겉으로 드러나지 않은 특징을 가지기 때문에 성소수자는 자신의 성적 지향을 은폐하거나 공개하는 등 성적 지향을 전략적으로 다루게 된다. 따라서 성소수자는 인생의 여러 시점에서 자신의 정체성을 드러낼 것인가, 드러낸다면 언제, 어떻게, 그리고 누구에게 드러낼 것인지를 선택하게 된다(Chaudoir & Fisher, 2010). 이러한 드러내기는 개인이 경험하는 일반적 스트레스와 소수자 스트레스 간의 상호작용을 이해하는 데 중요한 구성요인이며(Meidlinger & Hope, 2014), 성소수자 개인이 원격 혹은 근접 소수자 스트레스 중 어떠한 스트레스를 겪게 될 지와도 관련된다. Meyer(1995)에 따르면 커밍아웃을 하지 않은 개인은 내면화된 동성애 혐오나 거절에 대한 기대로 인해 근접 소수자 스트레스를 경험할 수 있으며, 커밍아웃한 개인은 차별로 인해 원격 소수자 스트레스를 경험할 수 있다. 이로 인해 성소수자 개인은 서로 다른, 때로는 반대되는 두 가지의 형태로 소수자 스트레스를 경험하게 될 수 있다.

드러내기 요인의 중요성으로 인해 해외에서는 드러내기를 측정하는 척도를 개발하고 타당화하는 연구가 지속적으로 수행되어 왔다. 드러내기 척도의 예로는 Sexual Orientation Disclosure Scale(SODS; Miranda & Storms, 1989), Outness Inventory(OI; Mohr & Fassinger, 2000), Workplace Sexual Identity Management Measure(WSIMM; Anderson et al., 2001), Lesbian, Gay, Bisexual Visibility Management Scale(LGB-VMS; Lasser, Ryser, & Price, 2010), Nebraska Outness Scale(NOS; Meidlinger & Hope, 2014), Single-Item Outness Indicator(SI; Wilkerson, Noor, Galos, & Rosser, 2016), Sexual Orientation Concealment Scale(SOCS; Jackson & Mohr, 2016) 등이 있다. 반면 국내에서도 드러내기 수준을 측정하는 연구가 늘어나고 있지만(e.g. 강병철, 2011; 박수진, 2018; 손주연, 이영호, 2023; 임민경, 2014; 황단비, 2020), 아직까지 한국판 드러내기 척도는 번안 및 타당화되지 않았다. 이에 본 연구는 드러내기 척도 관련

선행 연구를 검토함으로써, 국내 성소수자 집단의 드러내기 특성을 반영할 수 있는 적절한 척도를 선정하고 이를 번안 및 타당화하고자 한다.

드러내기 연구에서 가장 널리 활용되는 측정 도구는 Mohr와 Fassinger(2000)가 개발한 OI다. 이 척도는 11개의 개인이나 집단을 세상, 가족, 종교의 3가지 하위요인으로 분류하였으며, 각 개인이나 집단이 응답자의 성적 지향을 알고 있을 가능성과 응답자의 성적 지향이 얼마나 자주, 그리고 공개적으로 이야기되는지를 동시에 측정한다(1: 이 사람(들)은 나의 성적 지향을 절대로 알지 못한다, 7: 이 사람(들)은 나의 성적 지향을 분명히 알고 있고, 이에 대해 터놓고 이야기를 나눈다). 이러한 리커트 척도의 구성은 초기 공개와 지속적인 은폐를 모두 측정하고자 한 시도이지만, 성소수자 개인의 성적 지향이 논의되는 정도가 공개 수준에 의존한다고 가정하므로 개념적 및 측정상의 문제를 야기할 수 있다(Meidlinger & Hope, 2014). 성적 지향을 공개하는 것과 자주 그리고 공개적으로 이야기되는 것은 서로 다른 개념이며, 이러한 두 변인의 혼합은 응답자에게 혼란을 줄 수 있다. 성소수자 개인은 자신의 성적 지향을 공개한 이후에도 은폐를 지속할 수 있기 때문이다. 예를 들어, 부모님에게 자신의 성적 지향을 공개하고 부정적인 반응을 접한 레즈비언은, 이후 부모님과 성적 지향에 대해서 이야기를 나누지 않음으로써 자신의 성적 지향을 숨기거나 감추려고 노력할 수 있다.

다른 한편, 일부 연구자들(Rosser, Bockting, Ross, Miner, & Coleman, 2008; Wilkerson, Smolenski, Brady, & Rosser, 2012; Wilkerson et al., 2016 재인용)은 OI의 일부 집단(예:종교)이 응답자의 삶과 관련 없는 경우가 있고, 설문 시간이 짧을수록 더 많은 응답을 확보하고 더 신뢰할 수 있는 응답을 얻을 수 있을 것으로 기대하고 드러내기를 단일 항목으로 측정하는 SI를 사용하였다. 구체적으로 SI는 '나는 레즈비언, 게이, 양성애자라는

것을, 혹은 동성에게 매력을 느끼는 사람이라는 것을'이라는 미완결된 문장에 1점(전혀 공개하지 않을 것이다)에서 5점(내가 아는 사람들 중 모든 사람들에게 공개할 것이다)의 5점 리커트 척도로 응답하는 방식으로 측정한다. Wilkerson과 동료들(2016)은 상관 연구를 통해 드러내기를 단일 항목으로 측정하는 SI가 다중 문항으로 측정하는 OI보다 우수하다고 보고하였다. SI는 OI보다 내면화된 동성애 혐오, 동성애에 대한 사회적 태도, 우울과 같은 변인들과 더 강한 상관을 보였으며, 건강 관련 결과에 대한 예측력(Tjur's R^2) 또한 더 높아 드러내기를 측정하는 데 있어 더 우수한 타당도를 나타냈다. 하지만 SI는 간결하고 예측력이 높지만 정보량이 제한적이며, 특히 은폐의 측면을 포착하지 못한다는 한계가 있다. 더욱이 심리측정학 문헌에서는 자기 보고 척도의 간결성을 인정하면서도, 일반적으로 항목 수가 많을수록 더 우수한 측정으로 간주한다(Gardner, Cummings, Dunham, & Pierce, 1998). 따라서 성소수자가 어떤 집단에 어느 정도로 드러내는지에 대한 세부적이고 다면적인 정보를 수집하기 위해서는 다항목 척도의 필요성이 여전히 제기된다.

전술한 바와 같은 OI와 SI의 모호함을 보완하기 위해 Meidlinger와 Hope(2014)는 공개와 은폐를 구분하여 드러내기를 측정할 필요가 있다고 주장하며 NOS를 개발하였다. NOS는 특정 집단에 대한 드러내기 수준을 공개 요인(disclosure; NOS-D)과 은폐 요인(concealment; NOS-C)으로 구분하여 측정한다. 구체적으로 NOS-D는 '다음 집단에 속한 사람들 중 몇 퍼센트가 귀하의 성적 지향을 알고 있다고 생각하십니까?'라는 문항에 대해 100점 척도(0% - 100%)로 응답하며, NOS-C는 '다음 집단의 사람들과 교류할 때 귀하의 성적 지향과 관련된 주제에 대해 이야기 하거나 성적 지향을 나타내는 것을 얼마나 자주 피하시나요?'라는 문항에 대해 100점 척도(0: 전혀 피하지 않는다 - 100: 항상 피한다)로 응답한다. 여기서 측정 대상이 되는 집단은 직계 가족, 확대

가족, 친구 및 지인(people you socialize with), 직장/학교 사람들, 낯선 사람들로 구성된다. 예를 들어, 연구 참가자들은 직계 가족 중 몇 퍼센트가 자신의 성적 지향을 알고 있다고 생각하는지, 그리고 그들과 교류할 때 자신의 성적 지향과 관련된 주제에 대하여 이야기 하거나 성적 지향을 나타내는 것을 얼마나 자주 피하는지 각각 100점 척도로 응답하게 된다.

이러한 척도의 구성은 드러내기를 단순한 빈도의 문제로 보기보다는, 사회적 맥락과 개인의 심리적 특성에 따라 전략적으로 결정된다는 점을 반영한 것이다. 예를 들어, 성소수자는 차별 가능성이 낮고 지지적인 환경에서는 공개 전략을 택해 심리적 웰빙이 향상되는 경험을 할 수 있지만, 낙인과 거절의 가능성이 높은 환경에서는 오히려 은폐가 심리적 안정에 기여할 수 있다(Pachankis & Bränström, 2018). 또한, 거부민감성(rejection sensitivity)이나 내면화된 낙인(internalized stigma) 등 심리적 요인은 드러내기 전략 선택에 영향을 미친다. Pachankis, Goldfried, 및 Ramrattan (2008)은 성소수자 대상 연구를 통해, 거절 민감도가 높은 개인일수록 사회적 거절 가능성에 과도하게 반응하며, 이에 따라 자신의 성적 지향을 적극적으로 은폐하려는 경향이 나타난다고 보고하였다. Xu와 동료들(2017)의 연구에서는 내면화된 동성애 혐오 수준이 높을수록 성적 지향을 은폐하려는 경향이 강해지고, 이는 우울 및 심리적 고통 수준의 증가와도 관련됨을 밝혔다. Ballester와 동료들(2021) 또한 LGBTQ+ 개인을 대상으로 한 연구에서, 내면화된 동성애 혐오가 클수록 공개 수준은 낮고 은폐 수준은 높아지는 경향이 있으며, 이는 관계 만족도 저하와도 연결된다고 보고하였다. 이러한 결과는 드러내기 행동이 고정된 특성이라기보다는, 사회적 맥락이나 개인의 심리적 특성에 따라 유동적으로 구성되는 적응적 대응 전략임을 시사한다. 따라서 NOS는 드러내기를 공개와 은폐를 구분하여 측정함으로써, 드러내기의 복잡성과 맥락성을 정교하게 포착할 수 있을

것이다.

연구 개관

최근 성소수자가 겪는 소수자 스트레스에 대한 학문적 관심이 높아짐에 따라, 성소수자 연구가 증가하고 있다. 그러나 해외에서 개발된 소수자 스트레스 척도를 한국의 문화적 맥락에 맞게 번안하고 타당화한 연구는 여전히 부족한 실정이어서, 국내 성소수자의 특성과 맥락을 반영한 신뢰로운 측정 도구의 개발이 요구되고 있다. 이에 본 연구에서는 성적 지향 드러내기 척도인 NOS(Nebraska Outness Scale)를 한국어로 번안하고, 그 신뢰도와 타당도를 검증하고자 한다.

연구 문제 1. NOS는 국내 성소수자들의 드러내기 대상 집단을 적절히 반영하는가?

가설 1-1. NOS는 국내 성소수자들의 드러내기 대상 집단을 적절히 반영할 것이다.

NOS는 미국 사회를 기반으로 개발된 척도이지만, 일반적으로 접할 수 있는 인간관계를 포함하고 있어 국내 성소수자들의 드러내기 대상 집단의 특성을 반영할 가능성이 높다고 보았다. 그러나 성소수자들의 드러내기 대상 집단의 구성이나 특성은 문화적 맥락에 따라 다를 수 있으므로, 척도의 적용 가능성과 문화적 타당성을 평가하고자 가설 1-1을 설정하였다.

연구 문제 2. K-NOS의 신뢰도와 타당도는 어떠한가?

가설 2-1. K-NOS의 내적합치도와 검사-재검사 신뢰도는 수용 가능한 수준일 것이다.

가설 2-2. K-NOS의 구성 타당도와 동시 타당도는 수용 가능한 수준일 것이다.

K-NOS는 북미 문화권에서 개발된 원칙도를 국내 상황에 맞게 번안한 것이므로, 번안된 척도가 국내 성소수자 집단에게 일관되고 타당하

게 적용되는지를 확인할 필요가 있다. 따라서 문항 간 일관성을 반영하는 내적합치도와 시간에 걸친 측정의 안정성을 반영하는 검사-재검사 신뢰도를 검토하고자 한다(가설 2-1). 또한, 이론적으로 관련된 구성 개념들과의 상관을 분석하여 구성 타당도를, 기존 척도(OI, SI)와의 비교를 통해 동시 타당도를 검증하고자 한다(가설 2-2).

연구 문제 3. K-NOS는 국내 성소수자들의 소수자 스트레스와 정신건강을 설명하는 데 다른 척도보다 유용한가?

가설 3-1. K-NOS는 OI 및 SI보다 유용할 것이다.

가설 3-2. K-NOS의 공개 요인은 OI 및 SI보다 유용할 것이다.

가설 3-3. K-NOS의 은폐 요인은 OI 및 SI보다 유용할 것이다.

기존 척도인 OI는 공개 행동만을, SI는 단일 문항으로 드러내기를 측정하는데 반해, NOS는 성적 지향의 공개와 은폐를 상호 독립적인 차원으로 구분하고 다양한 집단을 대상으로 한 드러내기를 측정할 수 있다는 점에서 소수자 스트레스 요인에 대한 보다 정교한 분석이 가능하다. 따라서 공개와 은폐를 구분하여 측정할 수 있는 K-NOS는 OI나 SI보다 국내 성소수자의 드러내기 양상을 민감하고 정밀하게 반영할 수 있을 것이라 판단되며, 이에 따라 소수자 스트레스 및 정신건강과의 관계를 설명하는 데 더 유용할 것이다(가설 3-1). 또한 K-NOS의 각 하위요인이 소수자 스트레스 및 정신건강과의 관계를 설명하는 데 어느 정도의 유용성을 가지는지를 확인하고자 하였다(가설 3-2, 3-3).

연구 문제 4: K-NOS-D와 K-NOS-C의 관계는 어떤 함수적 관계를 가지는가?

가설 4-1. K-NOS-D와 K-NOS-C의 관계는 비선형적 형태로 나타날 것이다.

기존 척도들이 공개를 중심으로 구성되고 은폐를 단순한 반대 개념으로 간주하였던 한계를 보완하기 위해, NOS는 드러내기를 공개와 은폐의 두 차원으로 구분하여 독립적으로 측정하는 접근을 취하였다. 이에 본 연구는 두 변인 간의 관계가 단순한 선형 구조를 넘어 비선형적, 즉 2차 함수의 형태로 설명될 수 있는지를 회귀 분석을 통해 검토하였다(가설 4-1). 이를 통해 공개와 은폐 간 관계에 대한 이론적 이해를 심화하고, K-NOS의 활용 방안을 제안하고자 하였다.

연구 1

연구 1은 성소수자의 드러내기에 문화적 차이가 존재할 가능성을 탐색하고자 국내 성소수자들이 어떤 개인과 집단을 대상으로 드러내기를 하는지 구체적으로 살펴보았다. 따라서 공개 및 은폐와 관련된 여러 상황을 설정한 후, 각 상황에서 드러내기의 대상이 되는 개인 및 집단에 관한 응답을 수집하여 내용분석을 실시하였다.

방 법

연구 참가자

본 연구의 연구 모집단은 만 19세 이상에서 만 64세 이하로, 동성애자 혹은 양성애자로 정체화하고 있는 시스템더³⁾로 설정하였다. 온라인 홍보와 눈덩이 표집을 통해 모집된 총 49명을 대상으로 온라인 조사 연구를 실시하였다. 총 49명의 응답자 가운데 스크리닝 과정에서 5명이 탈락하여 총 44명의 자료가 분석에 포함되었다.

3) 생물학적 성(sex)과 사회적 성별(gender)이 일치하는 개인을 말한다.

측정도구

드러내기 개방형 문항들

드러내기 대상을 알아보는 문항들은 대상 집단, 지지 집단, 회피 집단, 적대 집단, 예비 집단 등 총 5가지로 구성되었다. 구체적으로, 대상 집단의 경우 ‘귀하께서 현재까지 커밍아웃한 사람들을 몇 가지 집단으로 묶어 나열해 주십시오’, 지지 집단의 경우 ‘귀하의 성적 지향을 알고 있는 이들 중 귀하를 가장 지지하는 집단은 무엇입니까’, 회피 집단의 경우 ‘귀하께서 커밍아웃하기 꺼려지는 사람들을 몇 가지 집단으로 묶어 나열해 주십시오’, 적대 집단의 경우 ‘귀하의 성적 지향을 알고 난 후 가장 우호적이지 않은 반응을 보인 집단은 무엇입니까’, 예비 집단의 경우 ‘귀하께서 앞으로 커밍아웃할 대상으로 염두에 둔 사람들을 몇 가지 집단으로 묶어 나열해 주십시오’로 상황을 제시하였다. 연구 참가자들은 각 문항에 해당하는 집단을 자유롭게 기술하였다.

인구통계학적 특성 관련 문항들

연구 참가자들의 인구통계학적 특성을 파악하기 위하여 성별, 성적 지향과 연령을 측정하였다. 이러한 문항들은 연구 대상이 아닌 사람들이 참가하여 표본이 혼입되었는지를 재확인하기 위해 포함하였으며, 해당 문항들에 대한 응답을 검토하여 연구 대상에 해당되지 않는 연구 참가자의 자료는 분석에서 제외하였다.

연구 절차

네이버 카페, 에브리타임 등의 플랫폼에서 연구를 홍보하고, 접근하기 어려운 모집단의 특성을 고려하여 눈덩이 표집을 실시하였다. 연구 참가자들은 연구의 목적을 읽고, 참여를 원하는 경우 동의서에 서명한 후 질문지를 작성하였다. 연구 참가자들은 연령, 성별 정체성과 성적 지향에 대한 스크리닝 문항들에 응답하였는데, 연

구 대상에 해당하는 경우 계속해서 질문지를 작성하였으나, 해당하지 않는 경우 연구 참여를 종료하였다. 다음으로, 연구 참가자들은 드러내기 관련 개방형 문항들과 인구통계학적 특성 관련 문항들에 순차적으로 응답하였다. 마지막으로, 연구 참가에 대한 사례로 소정의 모바일 기프티콘을 제공하였다. 성소수자 연구의 특성상 사례를 받기 위해 개인정보를 공개하기 꺼리는 연구 참가자가 있을 가능성을 고려하여, 성소수자 단체에 연구 참가 보상과 동일한 금액의 돈을 후원할 수 있는 대안을 제시하였다. 해당 대안을 선택한 연구 참가자들에 한하여 성소수자 단체에 후원하는 것으로 연구 참여에 대한 보상을 제공하였다.

분석방법

첫째, 인구통계학적 특성을 알아보기 위해, 성별, 성적 지향 및 연령에 대한 기술통계 분석을 실시하였다. 둘째, 연구 참가자가 드러내기 개방형 질문들에 대해서 응답한 내용을 분석하기 위하여 내용분석을 실시하였다. 내용분석 시 연구 가설에 대해 알지 못하는 학부생 두 명이 평정자로 참여하여 독립적으로 분석을 시행하였다. 드러내기 대상을 분석하기 위해 NOS의 대상 집단을 발췌하여 사용하였다. Meidlinger와 Hope(2014)의 연구에서는 총 5개의 하위 집단으로 드러내기 수준을 측정하였는데, 이 하위 집단들은 직계가족(예: 부모, 형제자매), 확장가족(예: 조부모, 부모의 형제자매, 사촌), 사교 구성원(예: 친구, 지인), 직장/학교 구성원(예: 동료, 상사, 교사, 학생), 낯선 사람(예: 가게 줄에서 가벼운 대화를 나눈 사람)으로 구성되었다. 평정자는 각 질문에 대해서 특정 집단에 해당하면 1, 해당하지 않으면 0으로 분류하였다. 5개의 개방형 질문에 대해서 평정자 간 일치도를 점검하여 불일치가 발생한 응답에 대해서는 협의를 통해 100% 일치에 도달하였다. 마지막으로 각 범주에 분류된 응답을 수치화하여 빈도분석을 실시하였

다. 이때, 표본 내 비율이 5% 미만으로 나타난 집단은 연구 결과의 핵심 흐름을 설명하는 데 상대적으로 중요성이 낮다고 판단하여 분석에서 제외하거나 제한적으로 해석하였다. 이는 통계 분석에서 일반적으로 활용되는 비율 기준(5%)에 착안한 것으로, 극히 낮은 빈도는 우연에 의한 결과일 가능성이 높아 일반화에 한계가 있다고 판단하였다.

결 과

인구통계학적 특성

인구통계학적 특성을 알아보기 위해 기술통계 분석을 실시하였다(표 1). 연구 참가자의 성별은 여성 23명(52.27%), 남성 21명(47.73%)이었다. 성적 지향은 동성애자 26명(59.09%), 양성애자 18명(40.91%)이었다. 연구 참가자의 연령은

만 19세부터 32세까지의 범위에 있었으며, 평균 연령은 만 23.07세($SD=2.74$)로 나타났다. 연령대 별로는 10대 5명(11.36%), 20대 38명(86.37%), 30대 1명(2.27%)으로, 타 연령대에 비해 20대가 상대적으로 높은 비율을 차지하였다.

드러내기 개방형 문항들에 대한 분석

내용 분석 과정에서 추가로 고려되어야 할 집단이 나타나는지 살펴본 결과, 성소수자 사교 구성원과 종교 집단을 추가하게 되었다. 성소수자 사교 구성원이 추가됨에 따라 기존의 사교 구성원을 비성소수자 사교 구성원으로 수정하였다. 성소수자 동아리, 성소수자 친구, 성소수자 지인 등 성소수자라는 단어를 포함한 경우 성소수자 사교 구성원으로 분류하였고, 성소수자라는 언급 없이 친구나 지인으로 제시하였을 경우 비성소수자 사교 구성원으로 분류하였다. 그리고 종교 집단, 교회 사람, 기독교인, 목사 등 사교 구성원에 포함되지 않고 종교 공동체에 속한 이들의 경우 종교 집단으로 분류하였다.

내용분석을 통해 분류된 7개의 집단의 언급 빈도를 살펴보기 위해 빈도분석을 실시하였다(표 2). 총 220개의 응답에서 비성소수자 사교 구성원이 87회(39.55%)로 가장 많이 언급되었고, 직계가족 78회(35.45%), 직장/학교 구성원 71회(32.27%), 성소수자 사교 구성원 37회(16.82%), 확장가족 15회(6.82%), 종교 집단 9회(4.09%), 낯선 사람 2회(0.9%) 순으로 언급되었다.

표 1. 연구 참가자들의 인구통계학적 특성 ($N = 44$)

특성	구분	빈도(명)	백분율(%)
성별	여성	23	52.27
	남성	21	47.73
성적 지향	동성애자	26	59.09
	양성애자	18	40.91
연령 (만 나이)	10대	5	11.36
	20대	38	86.37
	30대	1	2.27

표 2. 성소수자의 드러내기 집단 응답 분류

($N = 220$)

	직계가족	확장가족	비성소수자 사교 구성원	성소수자 사교 구성원	직장/학교 구성원	낯선 사람	종교 집단
비언급	142 (64.55)	205 (93.18)	133 (60.45)	183 (83.18)	149 (67.73)	218 (99.06)	211 (95.91)
언급	78 (35.45)	15 (6.82)	87 (39.55)	37 (16.82)	71 (32.27)	2 (0.91)	9 (4.09)

논 의

연구 1에서는 국내 성소수자들이 대상 집단, 지지 집단, 회피 집단, 적대 집단, 예비 집단으로 고려하는 집단을 알아보았다. 그 결과, 직계 가족, 확장가족, 비성소수자 사교 구성원, 성소수자 사교 구성원, 직장/학교 구성원, 낯선 사람 및 종교 집단이 확인되었다. 이 중 직계가족, 확장가족, 비성소수자 사교 구성원, 성소수자 사교 구성원 및 직장/학교 구성원을 포함한 다섯 집단에 대한 응답이 5% 이상으로 나타났다. 이에 따라 해당 다섯 집단을 국내 성소수자들의 주요 드러내기 집단으로 간주하였다. 하지만 낯선 사람과 종교 집단의 경우 언급된 비율이 5% 미만으로 나타나 국내 성소수자의 드러내기 대상에서 제외하였다.

본 연구에서 확인한 집단 가운데, 성소수자 사교 구성원과 종교 집단은 원칙도에서는 측정하지 않았던 집단이지만, 내용분석 단위에 포함하였다. 먼저, 성소수자 사교 구성원에 대한 드러내기는 커뮤니티 참여 및 커뮤니티 연결감과 같은 커뮤니티 경험과 관련될 수 있다. 커뮤니티 참여는 성소수자에게 사회적 지지 자원을 형성하는 기반으로 작용하며(김지은, 2020; 손소연, 이지하, 2016), 커뮤니티 연결감은 성소수자에게 집단적 수준의 지지 자원으로 스트레스와 같은 정신 건강 저해 요인에 대하여 완충 작용을 하는 것으로 나타났다(Lee, Park, Choi, Yi, & Kim, 2019; Meyer, 2003). 이처럼 성소수자 사교 집단은 성소수자에게 중요한 지지 체계로 제안되어 왔으며, 연구 1의 결과에서도 국내 성소수자들의 주요 드러내기 집단으로 보고되었으므로 K-NOS의 집단에 포함하였다.

다음으로, 종교 집단은 국내 성소수자들이 드러내기를 꺼리는 집단으로 보고되었으며, 주로 교회 사람, 기독교인, 목사 등 기독교인이 드러내기를 꺼리는 집단 구성원으로 언급되었다. 이는 한국 사회에서 보수 기독교계가 반동성에 운동을 주도하며 성소수자를 부정적으로 인식하게

만든 대표적 집단으로 여겨지기 때문인 것으로 보인다. 실제로 보수 기독교계는 성적 지향과 성별 정체성 조항을 포함한다는 이유로 차별금지법을 강하게 반대하며 조직적인 반동성에 운동을 펼쳐 왔다(김혜령, 2020). 이러한 맥락에도 불구하고 종교 집단이 4.09%라는 비교적 낮은 빈도로 언급되었으며, 다른 집단과 중복될 가능성이 있어 본 연구의 주요 분석 집단에서 제외하였다. 예를 들어, 확장가족 구성원인 할머니가 종교적 소속을 갖고 있는 경우, 응답자가 이를 가족으로 제시했는지, 종교집단으로 제시했는지 판단이 모호해질 수 있다. 이러한 해석의 불확실성을 고려하여 종교 집단은 주된 분석 집단에서 제외하였다.

마지막으로, 원칙도에서 낯선 사람 집단을 포함하는 것은 자신을 완전히 드러내는 성소수자, 즉 자신의 개인적, 공적, 및 직업적 삶에서 성소수자라고 스스로 밝힌 사람(GLAAD, 2023)을 측정하기 위한 시도로 추론할 수 있다. 고전적인 동성애 정체성 형성 이론(Cass, 1979, 1984)은 스스로 동성애자 정체성을 아무 관계 없는 타인에게 공개적으로 밝히는 것을 ‘완전한’ 동성애자 정체성 단계로 설명하였다. 하지만 성소수자를 대상으로 인터뷰를 진행한 질적 연구(Esterline, 2018)에서 낯선 사람에 대해 자신의 소수자 정체성을 드러내야 한다는 기존의 이론과 측정도구를 비판한 바 있다. 일반적으로 현대 사회에서 가게 줄에서 가볍게 대화를 나눈 사람에게 다짜고짜 자신의 성적 지향을 드러내는 것은 상황적 맥락에서 벗어나는 행동이며, 관계의 질이 낮은 낯선 사람에게 성적 지향과 같은 사적인 정보를 공유해야 한다는 가정은 성소수자의 다양한 삶의 측면을 뒤로 하고 성적 지향만을 중요시하는 경직된 사고라고 언급하였다. 이러한 비판을 고려함과 동시에 낯선 사람 집단은 국내 성소수자의 드러내기 집단으로 보고된 비율이 0.91%로 매우 낮아 제외하기로 결정하였다.

연구 2

연구 1을 분석한 결과, 국내 성소수자의 경우 비성소수자 사교 구성원과 성소수자 사교 구성원을 구분하여 드러내기를 고려하는 것으로 나타났다. 그러므로 연구 2에서는 사교 구성원을 비성소수자 사교 구성원과 성소수자 사교 구성원으로 구분하여 측정하는 것이 타당한지 확인하였다.

방 법

연구 참가자

본 연구의 모집단은 만 19세 이상에서 만 64세 이하의 동성애자 혹은 양성애자로 정체화하고 있는 시스젠더로 설정하였다. 온라인 홍보와 눈덩이 표집을 통해 모집된 총 71명을 대상으로 온라인 조사 연구를 실시하였다. 총 71명의 응답자 가운데 스크리닝 과정에서 탈락된 7명을 제외한 총 64명의 자료가 분석에 포함되었다.

측정도구

NOS

Meidinger와 Hope(2014)가 개발한 NOS를 일부 수정하여 사용하였다. 원척도는 5개의 집단(직계가족, 확장가족, 사교 구성원, 직장/학교 구성원, 낯선 집단)에 대해 NOS-D와 NOS-C를 제시하므로, 총 10문항으로 구성된다. 연구 2에서는 연구 1의 결과를 반영하여, 원척도에서 단일항목으로 제시된 사교 구성원을 성소수자 사교 구성원과 비성소수자 사교 구성원으로 세분화하였다. 또한 낯선 집단 구성원을 제외함으로써 총 6개의 집단(직계가족, 확장가족, 사교 구성원, 비성소수자 사교 구성원, 성소수자 사교 구성원, 직장/학교 구성원)으로 척도를 구성하였다. NOS-D의 값과 NOS-C를 역채점한 값의 평균을 구하여, 점수

가 높을수록 드러내기 수준이 높은 것으로 해석하였다.

인구통계학적 특성 관련 문항들

연구 참가자들의 인구통계학적 특성을 파악하기 위하여 성별, 성적 지향과 연령을 측정하였다. 이러한 문항들은 연구 대상이 아닌 사람들이 참가하여 표본이 혼입되었는지를 재확인하기 위해 포함하였으며, 해당 문항들에 대한 응답을 검토하여 연구 대상에 해당되지 않는 연구 참가자의 자료는 분석에서 제외하였다.

연구 절차

NOS를 사용하기에 앞서 일차적으로 한국어-영어 이중 언어 구사자 1인이 한국어 번역을 진행하였으며, 영번역 전문가 1인이 역번역을 실시하였다. 이차적으로 번역 및 역번역 과정에서 연구자의 성소수자 지인들에게 검토를 부탁하였으며, 검토자들의 피드백을 반영하여 용어를 수정하였다. 마지막으로, 사회문화심리 전공 교수 1인으로부터 자문을 받아 척도 변안을 최종적으로 확정하였다. 연구 1과 동일한 온라인 플랫폼에서 연구를 홍보하였으며, 연구 참가자들은 연구의 목적을 읽고 자발적으로 연구에 참여하였다. 연구 참가자들은 스크리닝 문항, NOS, 인구통계학적 특성 관련 문항들에 순차적으로 응답하였다. 연구 참여에 대한 사례로 모바일 기프티콘 수령 혹은 성소수자 단체 후원을 선택할 수 있도록 하여 보상을 제공하였다.

분석 방법

첫째, 연구 참가자들의 인구통계학적 특성을 알아보기 위하여 성별, 성적 지향 및 연령에 대한 기술통계 분석을 실시하였다. 둘째, 드러내기 하위 요인 별로 사교 구성원, 성소수자 사교 구성원, 비성소수자 사교 구성원에 대한 기술통계 분석을 실시하였다. 셋째, 사교 구성원을 성소수자 및 비성소수자 사교 구성원으로 구분하여 측정하는 것이 타당한지를 검토하기 위해 드러내

기 하위 요인에 대해 대응표본 t 검증을 실시하였다. 다음으로 대응표본 t 검증의 효과크기를 살펴보기 위하여 Cohen's d 값을 구하였다. Cohen's d 의 경우, .2 이하는 작은 효과 크기, .2 ~ .5는 중간 효과 크기, .5 ~ .8은 큰 효과 크기로 판단하였다(Cohen, 1988).

결 과

인구통계학적 특성

인구통계학적 특성에 대해 기술통계 분석을 실시하였다(표 3). 연구 참가자의 성별은 여성 54명(84.38%), 남성 10명(15.63%)이었다. 성적 지향은 동성애자 31명(48.44%), 양성애자 33명(51.56%)이었다. 연구 참가자의 연령은 만 19세에서 32세까지의 범위에 있었으며, 평균 연령은 만 21.75세($SD=2.86$)였다. 연령대별로는 10대 18명(28.13%), 20대 45명(70.31%), 30대 1명(1.56%)

표 3. 연구 참가자들의 인구통계학적 특성 ($N = 64$)

특성	구분	빈도(명)	백분율(%)
성별	여성	54	84.38
	남성	10	15.63
성적 지향	동성애자	31	48.44
	양성애자	33	51.56
연령 (만 나이)	10대	18	28.13
	20대	45	70.31
	30대	1	1.56

으로, 타 연령대보다 20대가 상대적으로 높은 비율을 차지하였다.

성소수자 및 비성소수자 사고 구성원 간 대응표본 t 검증

드러내기 하위요인별 성소수자 사고 구성원, 비성소수자 사고 구성원에 대해 기술통계 분석을 실시하여 평균 및 표준편차를 확인하였다(표 4). 다음으로 대응표본 t 검증 분석을 실시한 결과, 성소수자의 드러내기 수준은 공개 및 은폐 요인에서 성소수자 사고 구성원과 비성소수자 사고 구성원 집단 간 유의한 차이를 보였다(표 5). 구체적으로, 성소수자 사고 구성원에 대한 공개($M = 83.13$, $SD = 29.86$)와 비성소수자 사고 구성원에 대한 공개($M = 39.22$, $SD = 32.33$) 사이에는 유의한 차이가 보고되었다, $t(63) = 9.62$, $p < .001$, Cohen's $d = 1.20$. 또한, 성소수자 사고 구성원에 대한 은폐($M = 10.94$, $SD = 24.80$)와 비성소수자 사고 구성원에 대한 은폐($M = 36.09$, $SD = 28.49$) 사이에는 유의한 차이가 보고되었다, $t(63) = -6.60$, $p < .001$, Cohen's $d = .83$. 따라서 공개와 은폐 모두에서 성소수자 사고 구성원과 비성소수자 사고 구성원 간의 차이는 큰 효과 크기를 가지는 것으로 나타났다.

표 4. 드러내기 하위요인별 평균 및 표준편차 ($N = 64$)

	사고 구성원	성소수자 사고 구성원	비성소수자 사고 구성원
공개	51.41(31.72)	83.13(29.86)	39.22(32.33)
은폐	26.56(26.62)	10.94(24.80)	36.09(28.49)

표 5. 공개 및 은폐 요인에 대한 대응표본 t 검증 결과

($N = 64$)

	t	df	p	Cohen's d	쌍대 비교 값
공개	9.62	63	$p < .001$	1.20	a>b
은폐	-6.60	63	$p < .001$.83	b>a

주. a: 성소수자 사고 구성원, b: 비성소수자 사고 구성원.

논 의

연구 2는 원칙도의 사교 구성원을 성소수자 사교 구성원과 비성소수자 사교 구성원으로 분류하여 측정하는 것이 타당한지를 확인하고자 수행되었다. 공개 요인과 은폐 요인에 대해 대응표본 t검증을 실시한 결과, 성소수자 사교 구성원과 비성소수자 사교 구성원 간 유의한 차이가 나타났다. 분석 결과, 성소수자 사교 구성원에 비해 비성소수자 사교 구성원에게는 공개 수준이 유의하게 낮고, 은폐 수준은 유의하게 높은 것으로 나타났다. 성소수자 사교 구성원과 비성소수자 사교 구성원 간 차이가 유의하기 때문에, 만약 사교 구성원으로 묶어 응답하도록 한다면 성소수자 사교 구성원과 비성소수자 사교 구성원 간의 집단 차이를 포착하지 못할 수 있다. 즉, 연구 2의 결과는 성소수자 사교 구성원과 비성소수자 사교 구성원 구분하여 측정할 때 국내 성소수자들의 드러내기 실태를 보다 정확히 파악할 수 있음을 시사한다. 이러한 연구 2의 결과를 바탕으로, 최종적으로 K-NOS는 드러내기 집단을 직계가족, 확장가족, 성소수자 사교 구성원, 비성소수자 사교 구성원, 직장/학교 구성원의 5개의 항목으로 구성하였다.

연구 3

연구 3은 K-NOS의 신뢰도와 타당도를 확인하고자 수행되었다. 먼저, K-NOS에 포함된 5개 집단에 대한 드러내기 수준이 어느 정도 일관되는지를 알아보고자 내적합치도(Cronbach's α)를 산출하였다. 또한, K-NOS의 시간적 안정성을 확인하기 위하여 검사-재검사 신뢰도를 확인하였다. 타당도의 경우, 먼저 K-NOS와 드러내기를 측정하는 다른 척도들이 서로 높은 관련성을 가지는지를 알아보고자 SI와 OI를 활용하여 수렴 타당도를 검토하였다. 또한, K-NOS가 다른 소수자 스트레스 변수와 구별되는지 알아보고자 내면화

된 동성애 혐오 척도와 한국판 동성애자/양성애자 긍정적 정체성 척도를 활용하여 변별 타당도를 검토하였다.

K-NOS의 동시타당도를 검증하기 위해 성소수자의 드러내기와 이론적으로 관련된 심리사회적 변수들을 준거 변수로 선정하였다. 타인의 부정적 평가에 대한 두려움(BFNE)은 성소수자가 자신의 성적 지향을 외부에 공개하는 것을 회피하게 만드는 주요 심리적 요인으로, 드러내기 수준과 부적 관계를 나타낼 수 있다(Pachankis, 2007). 사회적 지지(SSQ)는 드러냄의 결과로 확장되거나 제한될 수 있는 자원으로, 드러내기 수준과 사회적 지지 간의 정적 관련성이 보고되었다(Ullrich et al., 2003). 정신건강 변인들과 관련하여, 긍정 및 부정 정서 목록(PANAS)은 성소수자의 공개 및 은폐 전략에 따라 개인의 정서에 영향을 줄 수 있으며, 드러내기는 선행 연구에서 부정 정서를 낮추고 긍정 정서를 높이는 경향을 보였다(Meidlinger & Hope, 2014). 또한 삶의 만족도 척도(SWLS)는 드러내기를 통해 성소수자 개인의 정체성 수용을 촉진하여, 드러내기 수준과 삶의 만족도 간의 정적인 관계를 보여주었다(Feldman & Wright, 2013). 이러한 선행 연구들을 바탕으로 본 연구는 BFNE, SSQ, PANAS, SWLS를 K-NOS의 동시타당도를 검증하기 위한 준거 변수로 선정하였다. 추가적으로, K-NOS의 특성을 심층적으로 확인하기 위해 드러내기 척도 간 유용성 분석, 공개 요인과 은폐 요인 간 회귀 모델 분석 등을 실시하였다.

방 법

연구 참가자

연구 모집단은 만 19세 이상에서 만 64세 이하의 동성애자 혹은 양성애자로 정체화하고 있는 시스템더로 설정하였으며, 온라인 홍보와 눈덩이 표집을 통해 연구 참가자를 모집하였다.

성적 지향이라는 민감한 정보를 포함하고 있어, 연구 전후로 연구 동의서를 반복 수집하였다. 총 695명의 자료를 수집하였으며, 이 중 108명은 분석에서 제외되었다. 제외 사유는 동일 IP 주소 중복 참여(11명), 연구 대상에 해당되지 않는 응답자(법성애자, 무성애자, 논바이너리, 트랜스젠더 및 퀘스처너리 등 98명)였다. 최종적으로 587명의 자료를 분석에 사용하였다. 연구 3의 연구 참가자 중 재검사 참여 의사를 밝힌 145명에게 2-3주의 간격을 두고 재검사를 실시하였다. 이 중 일부 문항에 응답하지 않은 8명의 응답자를 제외하고, 최종적으로 137명의 자료를 검사-재검사 신뢰도 분석에 사용하였다.

측정 도구

K-NOS

연구 2에서 도출한 결과를 바탕으로 5개의 집단(직계가족, 확장가족, 성소수자 사교 구성원, 비성소수자 사교 구성원, 직장/학교 구성원)에 대해 공개(K-NOS-D)와 은폐(K-NOS-C)의 두 가지 문항을 제시하여 총 10문항으로 K-NOS를 구성하였다. NOS-D는 '다음 집단에 속한 사람들 중 몇 퍼센트가 귀하의 성적 지향을 알고 있다고 생각하십니까?'라는 문항에 대해 100점 척도(0% - 100%)로, NOS-C는 '다음 집단의 사람들과 교류할 때 귀하의 성적 지향과 관련된 주제에 대해 이야기하거나 성적 지향을 나타내는 것을 얼마나 자주 피하시나요?'라는 문항에 대해 100점 척도(0: 전혀 피하지 않는다, 100: 항상 피한다)로 응답하는 방식으로 구성되어 있다. 내적합치도(Cronbach's α)는 선행 연구(Meidinger & Hope, 2014)에서 NOS-FS(NOS Full Scale)는 .89, NOS-D는 .80, 그리고 NOS-C는 .82로 나타났다.

SI

수렴 타당도를 검증하기 위하여 Wilkerson, Noorm, Galos와 Rosser(2015)가 개발한 Single-Item Outness Indicator(SI)를 사용하였다. '나는 레즈비

언, 게이, 양성애자라는 것을, 혹은 동성에게 매력을 느끼는 사람이라는 것을'이라는 미완결된 문장에 1점(전혀 공개하지 않을 것이다)에서 5점(내가 아는 사람들 중 모든 사람들에게 공개할 것이다)의 5점 리커트 척도로 구성된다. 응답 점수가 높을수록 드러내기 수준이 높은 것으로 간주한다.

OI

수렴 타당도를 검증하기 위하여 Mohr와 Fassinger(2000)가 개발 및 타당화한 Outness Inventory(OI)를 번안하여 사용하였다. OI는 성소수자 개인이 주변 사람들, 즉 11개의 집단이나 개인이 응답자의 성적 지향을 알고 있을 가능성과 응답자의 성적 지향이 얼마나 자주, 그리고 공개적으로 이야기되는지를 동시에 측정하는 척도로, 1점(이 사람들은 나의 성적 지향을 절대로 알지 못한다)에서 7점(이 사람들은 나의 성적 지향을 분명히 알고 있고, 이에 대해 터놓고 이야기를 나눈다) 사이로 응답한다. 본 연구에서는 연구 참가자들의 사회 관계망 내에 특정 집단 혹은 사람이 없을 가능성을 고려하여 각 문항에 대하여 '해당사항 없음'을 응답 선택지로 추가하였다. 연구 참가자들의 응답 평균 점수가 높을수록 드러내기 수준이 높은 것으로 간주한다. 내적합치도(Cronbach's α)는 선행 연구(Mohr & Fassinger, 2000)에서 .74~.79로 나타났으며, 본 연구에서는 .80으로 나타났다.

내면화된 동성애 혐오 척도

변별 타당도를 검증하기 위하여 Martin과 Dean(1987)이 개발하고 박의주(2012)가 번안한 내면화된 동성애 혐오 척도(Internalized Homophobia Scale: IHP)를 사용하였다. 이 척도는 총 9문항으로 구성되어 있으며, 응답은 1점(전혀 그렇지 않다)에서 5점(매우 그렇다)까지의 5점 리커트 척도로 평정한다. 응답 점수가 높을수록 자신의 성적 지향에 대한 사회적 낙인을 내면화한 정도가 높음을 나타낸다. 내적합치도(Cronbach's α)는

선행 연구(박의주, 2012)에서 .86, 본 연구에서는 .88로 나타났다.

한국판 동성애자/양성애자 긍정적 정체성 척도

변별 타당도를 검증하기 위하여 Riggle, Mohr, Rostosky, Fingerhut와 Balsam(2014)이 개발하고 장지윤과 안현의(2018)가 번안 및 타당화한 한국판 동성애자/양성애자 긍정적 정체성 척도(Korean version of Lesbian, Gay, Bisexual Positive Identity Measure; K-LGB-PIM)를 사용하였다. 해당 척도는 자각, 진실성, 소속감, 친밀감 및 사회 정의의 5가지 하위요인으로 구성된다. 총 24문항에 대해 1점(전혀 그렇지 않다)부터 5점(매우 그렇다)까지의 5점 리커트 척도로 평정한다. 그리고 합산 점수가 높을수록 긍정적 정체성이 높은 것으로 간주한다. 하위요인별 내적합치도(Cronbach's α)는 선행 연구(장지윤, 안현의, 2018)에서 .77~.89로 나타났으며, 본 연구에서는 .79~.86으로 나타났다.

부정적 평가에 대한 두려움 척도

동시 타당도를 검증하기 위하여 Carleton 등(2006)이 개발하고 홍영근, 문지혜와 조현재(2011)가 번안 및 타당화한 한국판-부정적 평가에 대한 두려움 척도 II(The Korean Version of Brief Fear of Negative Evaluation Scale 2: K-BFNE2)를 사용하였다. 총 11개의 문항에 대해 1점(전혀 그렇지 않다)부터 5점(매우 그렇다)까지의 5점 리커트 척도로 평정한다. 그리고 점수가 높을수록 부정적 평가에 대한 두려움이 높음을 의미한다. 내적합치도(Cronbach's α)는 선행 연구(홍영근, 문지혜, 조현재, 2011)에서 .94로 나타났으며, 본 연구에서도 .94로 나타났다.

긍정 정서 및 부정 정서 목록

동시 타당도를 검증하기 위하여 Watson, Clark과 Tellegen(1988)이 개발하고 이현희, 김은정과 이민규(2003)가 번안한 긍정 정서 및 부정 정서

목록(Positive Affect and Negative Affect Schedule; PANAS)을 사용하였다. PANAS는 10개의 긍정 정서를 나타내는 어휘(예: 흥미로웠다)와 10개의 부정 정서를 나타내는 어휘(예: 짜증스러웠다)로 이루어져 있으며, 최근 4주 동안 해당 감정을 느낀 정도를 1점(전혀 그렇지 않다)에서부터 5점(매우 그렇다)의 5점 리커트 척도로 평정한다. 긍정 정서와 부정 정서의 경우 모두 점수가 높을수록 긍정 정서와 부정 정서를 높은 수준으로 경험했음을 의미한다. 본 연구에서의 내적합치도(Cronbach's α)는 긍정 정서 .87, 부정 정서 .89로 나타났다.

사회적 지지 척도

동시 타당도를 검증하기 위하여 박지원(1985)이 개발하고 김인숙(1994)이 재구성한 사회적 지지 척도를 사용하였다. 김인숙(1994)은 척도를 재구성하는 과정에서 사회적 지지를 정서적 지지, 정보적 지지와 물질적 지지의 세 가지 하위요인으로 구분하였다. 총 16개의 문항에 대해 1점(전혀 그렇지 않다)부터 5점(매우 그렇다)까지의 5점 리커트 척도로 평정한다. 본 연구에서의 신뢰도 계수는 전체 척도 .93, 정서적 지지 .89, 물질적 지지 .78, 그리고 정보적 지지 .85로 나타났다.

삶의 만족도 척도

동시 타당도를 검증하기 위하여 Diener, Emmons, Larson과 Griffin(1985)이 개발하고 안신능과 서은국(2006)이 번안한 삶의 만족도 척도(Satisfaction With Life Scale: SWLS)를 사용하였다. 이 척도는 삶에 대해 만족하는 정도를 측정하는 5개의 문항으로 구성되며, 1점(전혀 그렇지 않다)에서 5점(매우 그렇다)까지의 5점 리커트 척도로 평정한다. 그리고 응답 점수가 높을수록 자신의 삶에 대해 만족하고 있음을 의미한다. 내적합치도(Cronbach's α)는 선행 연구(안신능, 서은국, 2006)에서 .82로 나타났으며, 본 연구에서는 .85로 나타났다.

인구통계학적 특성 및 성적 지향 관련 문항들

연구 참가자들의 성별, 성적 지향, 연령, 교육 수준, 그리고 경제적 수준을 측정하였다. 성별, 성적 지향 및 연령에 관한 문항들은 연구 대상에 해당되지 않는 응답자가 혼입되었는지 확인하기 위한 스크리닝 목적으로 활용하였다. 또한, 성별, 성적 지향, 연령과 더불어 교육 수준 및 경제적 수준은 주요 변인들과 어떠한 관계에 있는지 살펴보고자 측정하였다. 마지막으로, 연구 참가자들의 성적 지향과 관련된 정보를 파악하기 위하여, 성적 지향 수용 기간, 성적 지향 만족도, 그리고 성적 지향 중요도를 측정하였다. 성적 지향 수용 기간은 ‘성적 지향을 확신한지 얼마나 되었습니까?’라는 질문에 연도를 기입하여 응답하도록 하였다. 성적 지향 만족도는 ‘자신의 성적 지향에 대해 만족하고 계십니까?’라는 질문에 1점(전혀 그렇지 않다)에서 4점(매우 그렇다)의 4점 리커트 척도로 응답하도록 하였으며, 성적 지향 중요도는 ‘자신의 삶에 있어 성적 지향은 얼마나 중요합니까?’라는 질문에 1점(전혀 중요하지 않다)에서 4점(매우 중요하다)의 4점 리커트 척도로 응답하도록 하였다.

연구 절차

연구 참가자들은 가장 먼저 연령과 성적 지향에 대한 스크리닝 문항들에 응답하였다. 연구 대상에 해당되는 경우 계속해서 질문지를 작성하였으나, 해당되지 않는 경우 연구 대상을 설정한 배경에 대한 설명을 들은 후 연구 참여를 종료하였다. 다음으로, 연구 참가자들은 드러내기 관련 척도인 SI, K-NOS와 OI에 응답하였다. 그리고 삶의 만족도 척도, 긍정 정서 및 부정 정서 목록, 사회적 지지 척도, 한국판 동성애자/양성애자 긍정적 정체성 척도, 부정적 평가에 대한 두려움 척도, 내면화된 동성애 혐오 척도에 순서대로 응답한 뒤 인구통계학적 특성 관련 문항들에 응답하였다. 마지막으로, 연구 참가에

대한 사례로 소정의 모바일 기프트콘을 제공하였으며, 연구 참가자들의 휴대전화 번호는 사례를 지급한 후 즉시 폐기하였다.

분석 방법

첫째, 연구 참가자들의 인구통계학적 특성을 파악하기 위해 성별, 성적 지향 및 연령에 대한 기술통계 분석을 실시하였다. 둘째, 척도의 각 문항에 대해 연구 참가자가 얼마나 일관성 있게 반응하였는가를 검증하기 위해 Cronbach's α 를 확인하였다. 비록 각 문항이 서로 다른 집단에 대한 드러내기를 측정하기 때문에 변산 가능성이 존재하나, 드러내기에서의 전반적 경향성이 존재할 수 있음을 전제로 하였다. 셋째, 척도의 시간적 안정성을 검증하기 위해 급내상관계수(intra-class correlation coefficients; ICC)를 구하였다. 연구 참가자가 동일한 설문에 두 번 응답하였으므로 이방향 혼합모델(two-way random model)을 사용하였고, 5개의 집단에 대한 평균을 구하여 요인 값을 계산하였다. 두 번의 측정값이 일치하는 정도를 확인하기 위해 절대적 합치도(absolute agreement) 타입을 적용하였다. ICC는 Fleiss와 동료들(2003)의 기준을 따라 아주 좋음($\geq .75$), 좋음($\geq .60$), 보통($\geq .40$), 낮음($\leq .39$)으로 평가하였다. 넷째, 구성 타당도와 준거 타당도를 검증하기 위하여 드러내기 척도들과 주요 변인들 간의 상관관계, 전체 변인 간 상관관계를 분석하였다. 다섯째, Steiger(1980)의 Z검증을 통해 K-NOS의 하위요인 간 유용성 차이와 K-NOS와 OI 및 SI와의 유용성 차이를 분석하였다. 여섯째, 공개 요인과 은폐 요인의 관계를 분석하기 위해 단순 회귀분석과 2차 회귀분석을 실시하였다. 공개 요인을 독립 변수로, 은폐 요인을 종속 변수로 설정하여 각각 $y = ax + b$ 의 1차식과 $y = ax^2 + bx + c$ 의 2차식 형태로 적합시켰다. 두 모델의 예측 성능을 비교하기 위해 RMSE(Root Mean Square Error) 및 AIC(Akaike

Information Criterion)를 사용하였다. 다음으로, 2차 회귀 모델의 효과 크기를 평가하기 위하여 R^2 과 f^2 값을 계산하였다. Cohen(1988)의 기준에 따르면, R^2 값이 0.02일 때 작은 효과 크기, 0.13일 때 중간 효과 크기, 0.26일 때 큰 효과 크기로 해석된다. 또한, f^2 값은 0.02일 때 작은 효과 크기, 0.15일 때 중간 효과 크기, 0.35일 때 큰 효과 크기로 해석된다. 아울러, 인구통계학적 특성과 성적 지향 관련 문항이 드러내기와 어떤 관계를 가지는지 탐색하기 위하여 상관 분석을 실시하였으며(부록 1), 성별과 성적지향에 따른 K-NOS 점수의 분포를 확인하기 위해 기술통계 분석을, 집단 간 평균 차이를 검토하기 위해 독립표본 t 검증을 각각 수행하였다(부록 2, 3).

결 과

인구통계학적 특성

연구 참가자들의 인구통계학적 특성을 파악하기 위해 기술통계 분석을 실시하였다(표 6). 연구 참가자의 성별은 여성 432명(73.59%), 남

성 155명(26.41%)이었다. 성적 지향은 동성애자 316명(53.83%), 양성애자 271명(46.17%)이었다. 연구 참가자의 연령은 만 19세에서 57세까지로, 평균 연령은 만 25.44세($SD = 5.31$)였다. 연령대별 분포를 보면, 10대 55명(9.37%), 20대 415명(70.70%), 30대 107명(18.23%), 40대 7명(1.19%), 50대 3명(0.51%)으로 나타났다. 특히 20대가 다른 연령대에 비해 상대적으로 높은 비율을 차지하였다.

K-NOS의 문항 내적 일관성 신뢰도 및 검사-재검사 신뢰도

문항 내적 일관성 신뢰도를 검증하기 위해 K-NOS-FS(K-NOS Full Scale), K-NOS-D, K-NOS-C 각각에 대해서 Cronbach's α 를 확인하였다. 분석 결과, K-NOS-FS는 .70, K-NOS-D는 .66, 그리고 K-NOS-C는 .64로 나타났다. 다음으로, 검사-재검사 신뢰도를 검증하기 위해 ICC를 분석하였다(표 7). K-NOS-FS, K-NOS-D 및 K-NOS-C에 대해 ICC를 구하였다. 분석 결과, K-NOS-FS는 .87, K-NOS-D는 .91로 매우 좋은 수준 나타났으며, K-NOS-C는 .70으로 좋은 수준으로 나타났다.

표 6. 연구 참가자들의 인구통계학적 특성 ($N = 587$)

특성	구분	빈도(명)	백분율(%)
성별	여성	432	73.59
	남성	155	26.41
성적 지향	동성애자	316	53.83
	양성애자	271	46.17
연령 (만 나이)	10대	55	9.37
	20대	415	70.70
	30대	107	18.23
	40대	7	1.19
	50대	3	.51

표 7. K-NOS의 검사-재검사 신뢰도 ($N = 137$)

	베이스라인 $M(SD)$	재검사 $M(SD)$	ICC
K-NOS-FS	42.96(15.86)	43.51(15.96)	.87***
K-NOS-D	36.66(18.81)	36.54(19.30)	.91***
K-NOS-C	51.75(18.99)	47.91(20.28)	.70***

주 1. K-NOS-FS = K-NOS 전체 척도, K-NOS-C를 역채점하여 산출함; K-NOS-D = K-NOS의 공개 요인; K-NOS-C = K-NOS의 은폐 요인

주 2. *** $p < .001$.

K-NOS의 구성 타당도와 준거 타당도

구성 타당도와 준거 타당도를 검증하기 위하여 드러내기 척도들과 주요 변인들 간의 상관관계를 분석하였다(표 8). 또한, 전체 변인 간 상관관계를 확인할 수 있도록 상관계수를 제시하였다(표 9).

먼저, 수렴 타당도 검증을 위하여 K-NOS와 SI 및 OI 간의 상관관계를 분석한 결과, K-NOS-FS는 OI와 $.71(p < .001)$, SI와 $.53(p < .001)$ 으로 강하거나 중간 크기의 유의한 정적 상관을 나타냈다. K-NOS-D는 OI와 $.79(p < .001)$, SI와 $.61(p < .001)$ 로 역시 강하거나 중간 크기의 유의한 정적

표 8. K-NOS와 주요 변인들 간의 상관 ($N = 587$)

	K-NOS-FS	K-NOS-D	K-NOS-C
수렴 타당도			
OI	.71***	.79***	-.37***
SI	.53***	.61***	-.25***
변별 타당도			
IHP	-.32***	-.35***	.17***
PIM	.39***	.45***	-.18***
동시 타당도			
BFNE	-.18***	-.11**	.18***
PA	.14**	.13**	-.10*
NA	-.13**	-.08*	.13**
SSQ	.24***	.22***	-.16***
SWLS	.23***	.24***	-.13**

주 1. K-NOS-FS = K-NOS 전체 척도, K-NOS-C를 역채점하여 산출함; K-NOS-D = K-NOS의 공개 요인; K-NOS-C = K-NOS의 은폐 요인; OI = Outness Inventory; SI = Single Item Outness; IHP = 내면화된 동성애 혐오 척도; PIM = 한국판 동성애자/양성애자 긍정적 정체성 척도; BFNE = 부정적 평가에 대한 두려움 척도; PA = 긍정 정서 및 부정 정서 목록의 긍정 정서 요인; NA = 긍정 정서 및 부정 정서 목록의 부정 정서 요인, SSQ = 사회적 지지 척도; SWLS = 삶의 만족도 척도

주 2. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

상관을 나타냈다. 반면, K-NOS-C는 OI와 $-.37(p < .001)$, SI와 $-.25(p < .001)$ 로 약하거나 중간 크기의 유의한 부적 상관을 나타냈다. 이러한 결과는 K-NOS가 성적 지향 드러내기를 측정하는 다른 척도들과 유사한 구성개념을 포착하는 것으로 해석될 수 있다.

다음으로, 변별 타당도를 검증하기 위하여 K-NOS와 IHP 및 PIM 간의 상관관계를 분석한 결과, K-NOS-FS는 IHP와 $-.32(p < .001)$, PIM과 $.39(p < .001)$ 로 유의한 중간 크기의 상관을 보였고, K-NOS-D는 IHP와 $-.35(p < .001)$, PIM과 $.45(p < .001)$ 로 유의한 중간 크기의 상관을 나타냈다. K-NOS-C는 IHP와 $.17(p < .001)$, PIM과 $-.18(p < .001)$ 로 약한 상관을 보였다. 이는 K-NOS로 측정되는 성소수자의 성적 지향 드러내기가 개념적으로 연관된 다른 구성개념과 유의한 상관을 보이지만, 그 상관이 개념적 중복을 시사할 정도로 강하지 않음을 의미한다.

마지막으로, 동시 타당도를 검증하기 위하여 선행 연구에서 K-NOS와 관련성이 있다고 보고된 준거 변인인 부정적 평가에 대한 두려움, 긍정 정서, 부정 정서, 사회적 지지, 그리고 삶의 만족도에 대해서 상관 분석을 실시하였다. 그 결과, K-NOS는 BFNE($r = -.18, p < .001$) 및 NA($r = -.13, p < .01$)와 부적 상관을 나타냈으며, PA($r = .14, p < .01$), SSQ($r = .24, p < .001$) 및 SWLS($r = .23, p < .001$)와 정적 상관을 보였다. 또한, K-NOS-D는 BFNE($r = -.11, p < .01$) 및 NA($r = -.08, p < .05$)와 부적 상관을 나타냈으며, PA($r = .13, p < .01$), SSQ($r = .22, p < .001$) 및 SWLS($r = .24, p < .001$)와 정적 상관을 나타냈다. 즉, 부정적 평가에 대한 두려움이 낮고, 부정 정서를 덜 느끼며, 긍정 정서를 더 느낄수록, 사회적 지지를 더 많이 받는다고 인식할수록, 삶에 만족한다고 느낄수록 성적 지향을 드러내고 공개하는 경향이 나타났다. 반면, K-NOS-C는 BFNE($r = .18, p < .001$) 및 NA($r = .13, p < .01$)와 정적 상관을 나타냈으며, PA($r = -.10, p < .05$), SSQ($r = -.16, p < .001$) 및

표 9. 전체 변인들 간의 상관

(N = 587)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1. K-NOS-D	1	-.29***	.78***	.79***	.61***	-.35***	.45***	-.11**	.13**	-.08*	.22***	.24***
2. K-NOS-C		1	-.8***	-.37***	-.25***	.17***	-.18***	.18***	-.10*	.13**	-.16***	-.13***
3. K-NOS-FS			1	.71***	.53***	-.32***	.39***	-.18***	.14**	-.13**	.24***	.23***
4. OI				1	.62***	-.30***	.39***	-.13**	.17***	-.04	.24***	.24***
5. SI					1	-.29***	.37***	-.14**	.12**	-.02	.20***	.19***
6. IHP						1	-.46***	.28***	-.11**	.32***	-.17***	-.30***
7. PIM							1	-.17***	.26***	-.22***	.32***	.30***
8. BFNE								1	-.26***	.44***	-.16***	-.36***
9. PA									1	-.29***	.39***	.55***
10. NA										1	-.27***	-.42***
11. SSQ											1	.38***
12. SWLS												1

주 1. K-NOS-D = K-NOS의 공개 요인; K-NOS-C = K-NOS의 은폐 요인; K-NOS-FS = K-NOS 전체 척도, K-NOS-C를 역채점하여 산출함; OI = Outness Inventory; SI = Single Item Outness; IHP = 내면화된 동성애 혐오 척도; PIM = 한국판 동성애자/양성애자 긍정적 정체성 척도; BFNE = 부정적 평가에 대한 두려움 척도; PA = 긍정 정서 및 부정 정서 목록의 긍정 정서 요인; NA = 긍정 정서 및 부정 정서 목록의 부정 정서 요인; SSQ = 사회적 지지 척도; SWLS = 삶의 만족도 척도

주 2. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

SWLS($r = -.13$, $p < .01$)와 부적 상관을 나타냈다. 이는 부정적 평가에 대한 두려움이 높고, 부정 정서를 더 많이 느끼며, 긍정 정서를 덜 느끼고, 사회적 지지를 덜 받는다고 인식할수록, 삶에 불만족할수록 성적 지향을 은폐하는 경향이 있음을 시사한다.

드러내기 척도 간 유용성 차이 분석

공개와 은폐는 단순히 반대되는 개념이 아닌 독립적인 기제로 작용할 가능성이 있다. 만약 두 요인이 동일한 개념이라면 다른 변수들과의 관계에서도 유사한 패턴을 보여야 하지만, 특정 변수와의 상관이 다르게 나타난다면 두 요인이 서로 구별되는 심리적 과정을 반영할 가능성이 크다. 따라서 Steiger(1980)의 Z검증을 통해

K-NOS의 하위요인 간 유용성 차이를 확인하고자 하였다. 분석 결과, K-NOS-D는 K-NOS-C보다 OI($Z = 12.21$, $p < .01$)와 SI($Z = 8.62$, $p < .01$)에 대해 유의하게 강한 상관을 보였다. 또한, K-NOS-D는 K-NOS-C보다 IHP($Z = 3.84$, $p < .01$), PIM($Z = 5.94$, $p < .01$), SWLS($Z = 2.29$, $p < .05$)에 대해 유의하게 강한 상관을 보였다. 그러나 BFNE($Z = 1.44$, $p > .05$), PA($Z = 0.61$, $p > .05$), NA($Z = 1.02$, $p > .05$), SSQ($Z = 1.25$, $p > .05$)에 대해서는 두 하위요인 간 유의한 차이가 나타나지 않았다.

K-NOS가 기존에 성소수자의 드러내기 수준을 측정하는 데에 사용된 OI 및 SI와 비교하여 더 유용한지를 평가하기 위하여 Steiger(1980)의 Z검증을 추가로 실시하였다. 분석 결과, K-NOS-FS는 OI보다 NA($Z = 2.87$, $p < .01$)에 유의하게

강한 상관을 보였으며, K-NOS-D는 OI보다 IHP($Z = 1.98, p < .05$)와 PIM($Z = 2.49, p < .05$)에 대해 유의하게 강한 상관을 나타냈다. 반면, K-NOS-C는 OI보다 IHP($Z = 2.91, p < .01$), PIM($Z = 4.81, p < .01$), SWLS($Z = 5.48, p < .05$)에 대해 유의하게 약한 상관을 보였다. 또한, K-NOS-FS는 SI보다 NA($Z = 2.74, p < .01$)에 유의하게 강한 상관을 보였고, K-NOS-D는 SI보다 PIM($Z = 2.45, p < .05$)에 대해 유의하게 강한 상관을 나타냈다. 반면, K-NOS-C는 SI보다 IHP($Z = 2.46, p < .05$), PIM($Z = 3.98, p < .01$), NA($Z = 2.18, p < .05$)에 대해 유의하게 약한 상관을 나타냈다.

공개 요인과 은폐 요인 간의 관계 분석: 회귀 모델 비교

공개와 은폐 간의 관계가 단순한 선형 관계인지, 아니면 보다 복잡한 비선형 관계를 가지는지를 확인하고자 단순 회귀 모델과 2차 회귀분석을 실시하였다. 단순 회귀 모델은 $y = -0.36125x + 62.27786$, 2차 회귀 모델은 $y = -0.00696x^2 + 0.161x + 55.18763$ 으로 추정하였다(그림 2).

두 모델의 예측 성능을 비교하기 위해 RMSE 및 AIC를 사용하였다. RMSE 분석 결과, 단순 회

귀 모델의 값은 19.687, 2차 회귀 모델의 값은 19.404로 나타나, 2차 회귀 모델이 더 적합한 것으로 확인되었다. AIC 분석에서도 단순 회귀 모델의 값은 3956.24, 2차 회귀 모델의 값은 3945.19로, 2차 회귀 모델이 더 우수한 적합도를 보였다. 이에 따라 RMSE와 AIC의 적합도를 종합하였을 때, 2차 회귀 모델이 단순 회귀 모델보다 공개 요인과 은폐 요인의 관계를 설명하는 데 적합한 모델임을 확인하였다. 다음으로, 2차 회귀 모델의 효과 크기를 평가하기 위하여 R^2 과 f^2 값을 계산하였다. 분석 결과, 2차 회귀 모델의 R^2 는 0.1344로, 공개 요인이 은폐 요인을 설명하는 비율이 13.44%이며, 이는 중간 정도의 효과 크기에 해당한다. f^2 값 또한 0.1553으로 중간 정도의 효과 크기를 보였다. 이를 통해 2차 회귀 모델이 공개 요인과 은폐 요인 간의 관계를 설명하는 데 있어 중간 정도의 영향력을 갖는 모델임을 확인할 수 있었다.

논 의

연구 3은 K-NOS의 신뢰도, 타당도와 유용성을 평가하기 위하여 수행되었다. 첫째, K-NOS가 국내 성소수자의 드러내기를 측정하는 신뢰로운 도구인지 검증하기 위하여 내적합치도와 검사-

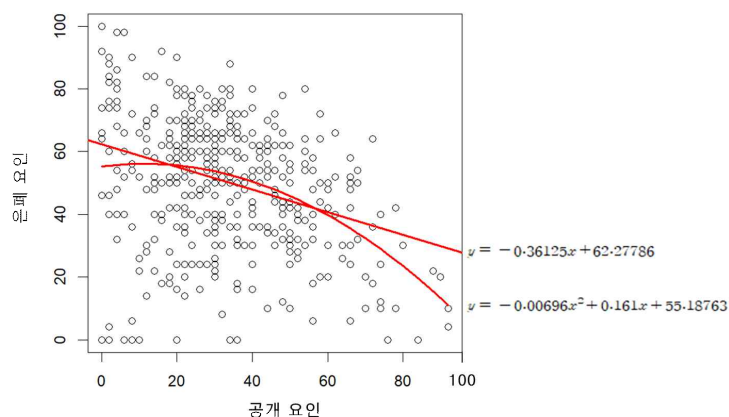


그림 2. 공개 요인과 은폐 요인 간 회귀 모델 분석

재검사 신뢰도를 분석하였다. 내적합치도 분석 결과, 전체 척도에서는 .70, 하위 척도에서는 .64에서 .66으로 나타났다. 일반적으로 내적합치도 계수(Cronbach's α)가 0.6에서 0.8 사이일 경우 수용 가능한 수준으로 간주되므로(Shi, Mo, & Sun, 2012), K-NOS의 문항 간 동질성은 수용 가능한 수준이라고 볼 수 있다. 그 다음, K-NOS의 시간적 안정성을 확인하기 위해 약 2~3주 간격으로 검사와 재검사를 실시하고 급내상관계수를 산출하였다. 분석 결과, ICC는 전체 척도에서 .91, 하위요인에서 .70에서 .87로 나타나, K-NOS가 시간적으로도 안정적인 검사임을 확인할 수 있었다. 이처럼 K-NOS는 수용 가능한 문항 간 동질성과 시간적 안정성을 가지므로 국내 성소수자의 드러내기를 신뢰롭게 측정하는 도구로 평가할 수 있다.

둘째, K-NOS가 국내 성소수자의 드러내기를 측정하는 타당한 도구임을 검증하기 위해 구성 타당도와 준거 타당도 분석을 수행하였다. 먼저, 수렴 타당도를 평가하기 위하여 K-NOS와 OI 및 SI 간 상관관계를 분석한 결과, K-NOS-FS는 OI와 SI에 대해 중간에서 강한 상관을 보였고, K-NOS-D는 강한 상관을 보였다. 반면, K-NOS-C는 약하거나 중간 정도의 상관을 보였다. 이러한 결과는 K-NOS가 드러내기를 측정하는 다른 척도들과 유사한 구성 개념을 측정하고 있음을 의미한다. 그 다음, 변별 타당도를 평가하기 위하여 K-NOS와 IHP 및 PIM 간의 상관관계를 분석한 결과, K-NOS-FS와 K-NOS-D는 IHP와 PIM과 중간 정도의 상관을 보였고, K-NOS-C는 약한 상관을 보였다. 이러한 결과는 K-NOS가 내면화된 동성애 혐오와 소수자 정체성과 관련된 특성과 강한 상관을 보이지 않아 개념적인 중복이 없음을 의미한다. 마지막으로, 동시 타당도를 검증하기 위해 원척도 타당화 과정에서 사용되었거나 유사한 BFNE, PANAS, SSQ 및 SWLS와의 상관관계를 분석하였다. 분석 결과, 원척도에서의 상관보다 상대적으로 약하였지만 예측한 방향으로 유의한 상관관계가 나타났다. 이러한 결

과들은 K-NOS가 국내 성소수자의 드러내기를 타당하게 측정하는 척도임을 입증한다.

셋째 Steiger(1980)의 Z검증을 통하여 K-NOS의 하위요인 간 상대적인 유용성과 OI 및 SI와 비교한 유용성을 검토하였다. 분석 결과, K-NOS-C에 비해서 K-NOS-D의 유용성이 더 높은 것으로 나타났다. 따라서 K-NOS-D와 K-NOS-C는 다른 변수들과의 관계에서 유사하지 않은 패턴을 보이며, 서로 다른 심리적 과정을 반영한다고 해석할 수 있다. 또한, K-NOS-FS와 K-NOS-D는 일부 변인들에 대해서 OI 및 SI보다 더 유용한 것으로 나타났지만, K-NOS-C는 일부 변인들에 대해 OI 및 SI에 비해 덜 유용한 것으로 나타났다. 따라서 후속 연구에서는 은폐의 유용성이 높은 변인들을 구체적으로 탐색할 필요가 있을 것이다.

네 번째, 공개와 은폐 간의 관계를 분석하기 위해 단순 회귀 모델과 2차 회귀 모델을 비교한 결과, 2차 회귀 모델이 단순 회귀 모델보다 더 적합한 것으로 나타났다. 즉, 공개와 은폐는 일정 수준까지 병행되거나 일정하게 유지되다가, 특정 지점에서 은폐가 급격히 감소하는 비선형적 패턴을 보였다. 이는 두 요인을 단순히 반대 개념으로 간주하기보다는, 각각 독립적인 경로를 통해 작동하는 별개의 전략으로 이해할 수 있음을 시사한다. 이러한 곡선적 분포를 바탕으로 참가자들의 응답 경향을 정리하고 탐색하려는 실증적 시도로서, 본 연구는 공개 수준에 따라 전체 응답자를 4단계로 임의 구분하고, 각 단계에서 나타나는 전략적 특성을 해석하고자 한다. 1단계는 은폐 우세 집단(공개 ≤ 25)으로, 외부에 자신의 성적지향을 거의 공개하지 않으며, 기본적으로 은폐 전략을 활용한다. 2단계는 병행 집단($25 \leq$ 공개 ≤ 50)으로, 일부 신뢰관계 내에서 선택적으로 공개를 시도하나, 은폐 전략도 병행되어 나타난다. 3단계는 전환 집단($50 \leq$ 공개 ≤ 75)으로, 공개가 점차 증가하면서 은폐 전략이 빠르게 약화되는 전환적 특성이 관찰된다. 4단계는 공개 우세 집단($75 \leq$ 공개)으로, 은

폐 전략은 거의 사용되지 않으며 대부분의 관계에서 공개하는 응답자들이 포함된다. 이러한 접근은 공개와 은폐 전략이 개인의 상황, 자원, 사회적 맥락에 따라 구성된다고 설명하는 기존의 개인 수준 이론들(concealable stigma framework; minority stress model)과는 달리, 드러내기 수준에 따른 집단 차원에서 전략 조합의 특성을 탐색했다는 점에서 분석적 초점이 상이하다. 본 연구의 접근은 성소수자 집단 내에서도 개인의 드러내기 수준에 따라 공개-은폐 전략의 구성 방식이 이질적이고 다층적으로 나타날 수 있음을 실증적으로 보여주었다는 데에 의의가 있다.

종합 논의

본 연구는 몇 가지 중요한 의의를 가진다. 첫째, 본 연구는 국내 성소수자들의 실정에 맞춰 드러내기 척도를 번안하고 타당화한 점에서 의의가 있다. 기존의 국내 연구들은 드러내기 척도를 단순 번안하거나 드러내기 수준을 임의로 측정하는 경우가 많았으며, 이로 인해 척도의 신뢰도와 타당도에 대한 검증이 부족하였다. 또한, 연구들 간에 드러내기의 개념적 일관성이 부족해 결과를 비교하거나 일반화하는 데에 한계가 있었다. 본 연구에서는 K-NOS를 타당화함으로써 이러한 심리측정적 한계를 보완하여, 향후 성소수자 드러내기 연구에 중요한 기여를 할 수 있을 것이다.

둘째, 본 연구는 성소수자의 드러내기를 공개와 은폐라는 두 요인으로 구분하여 다차원적으로 측정하는 척도를 타당화했다는 점에서 의의가 있다. 기존 연구들은 주로 커밍아웃의 정도, 대화 빈도, 인지 수준 등 공개의 측면에 초점을 맞추어 왔으나, 드러내기의 또 다른 하위요인인 적극적이고 의도적인 성적 지향 은폐(Jackson & Mohr, 2016)를 충분히 고려하지 않았다. 이에 본 연구는 은폐로 인해 나타나는 성소수자의 심내 성소수자 드러내기를 보다 입체적이고 단계적으

로 이해할 수 있는 살펴볼 수 있는 기초를 제공하였다. 이러한 분석 결과를 바탕으로, K-NOS를 활용한 국내 성소수자 드러내기 연구가 향후 더욱 활성화될 것으로 기대된다.

셋째, 본 연구에서 타당화된 K-NOS는 동성애자만을 대상으로 개발된 기존 척도들과 달리 양성애자 집단에도 적용할 수 있는 범용성을 지닌다는 점에서 의의가 있다. 동성애자와 양성애자는 정체성에 있어 유사한 경험을 하기도 하지만, 성적 지향의 차이로 인해 상이한 경험을 할 수 있다(이소정, 김은하, 2022). 예를 들어, 양성애자는 성적 지향에 대한 이분법적 인식으로 인해 이성애자와 동성애자 모두에게서 양성애 혐오(biphobia; Ochs & Deihl, 1992)를 경험할 수 있으며, 그로 인해 성적 지향을 공개하기를 꺼리거나 은폐하는 경향을 보일 수 있다. 따라서 동성애자를 대상으로 개발된 척도를 양성애자에게 적용할 경우, 양성애자들의 고유한 경험을 충분히 반영하지 못할 가능성이 있다. 이와 달리 K-NOS는 '성적 지향'이라는 포괄적인 표현을 사용하여 문항을 구성함으로써 동성애자와 양성애자의 차이로 인해 발생할 수 있는 측정 오류의 가능성을 최소화하였다. 따라서 후속 연구에서는 본 연구에서 타당화된 K-NOS를 활용하여 동성애자와 양성애자 간 드러내기 수준 및 하위요인 차이를 보다 구체적으로 탐색할 수 있을 것으로 기대된다.

넷째, 본 연구는 원척도의 사교 구성원을 성소수자 사교 집단과 비성소수자 사교 집단으로 구분하여 제시함으로써 한국의 문화적 맥락을 적절히 반영하였다는 점에서 의의가 있다. 국내 성소수자는 원척도가 개발된 미국에 비해 성소수자에 대한 사회적 편견과 차별을 더 심각하게 경험하기 때문에(Kite, Togans, & Case, 2018), 자신의 성적 지향을 보다 신중하고 선택적으로 드러낼 가능성이 있다. 따라서 국내 성소수자들은 성소수자 사교 구성원을 내집단으로 간주하여, 다른 집단보다 우선적으로 성적 지향을 드러낼 가능성이 높다. 성소수자가 자신의 성적 지향을

성소수자 사고 집단에 드러내는 것은 성소수자 커뮤니티에 소속되기 위한 중요한 조건이며, 이는 성소수자 개인의 사회적 상호작용, 소속감 및 정신 건강과 밀접하게 관련된다. K-NOS는 드러내기의 대상 집단을 성소수자 사고 구성원과 비성소수자 사고 구성원으로 구분하여 제시함으로써, 성소수자 개인이 누구에게 우선적으로 드러내는지, 그 드러내기가 다른 집단으로 확장되는지, 그리고 이러한 드러내기 수준이 정신 건강에 어떤 영향을 미치는지 등을 구체적으로 탐색할 수 있을 것으로 기대된다.

위와 같은 의의에도 불구하고, 본 연구에서 수행된 K-NOS의 타당화 작업에는 다음과 같은 보완이 필요하다. 첫째, K-NOS-C는 신뢰도, 타당도 및 유용성 측면에서 원칙도인 NOS-C에 미치지 못하는 결과를 보였다. NOS-C의 내적합치도는 .80이었으나, K-NOS-C의 내적합치도는 .64로 나타났다. 이와 유사하게 한국판 동성애자/양성애자 다차원 정체성 척도 타당화 연구에서도 원칙도의 은닉 동기 요인은 .81의 내적합치도를 보였으나, 해당 연구의 은닉 동기 요인은 .57로 보고되었다(이소정, 김은하, 2022). 이러한 결과는 국내 연구에서 은폐나 은닉 관련 신뢰도가 상대적으로 낮게 나타나는 경향을 시사하며, 이는 문화 차이에서 비롯된 것일 가능성이 있다. 예를 들어, 국내 성소수자는 원칙도가 개발된 미국에 비해 성소수자에 대한 사회적 편견과 차별을 더 심각하게 경험하고(Kite, Togans, & Case, 2018), 이에 따라 상황이나 대상에 따라 다양한 은폐 전략을 구사할 가능성이 높다. 이러한 은폐 전략의 다양성과 상황 의존성이 신뢰도에 영향을 미쳐, 결과적으로 척도의 타당도와 유용성 또한 낮게 보고되었을 가능성이 있다. 따라서 향후 연구에서는 국내 성소수자의 은폐 패턴과 수준을 보다 구체적으로 분석하고, K-NOS-C의 신뢰도, 타당도 및 유용성을 재검증할 필요가 있다.

둘째, 표본이 특정 인구통계학적 집단에 편중되어 있어 본 연구 결과를 다양한 인구통계학적

집단으로 일반화하기 어렵다는 한계를 지닌다. 따라서 후속 연구에서는 드러내기 경험이 인구통계학적 특성에 따라 어떻게 다르게 나타나는지를 살펴보고, 연구 결과의 일반화 범위를 확장하기 위한 노력이 필요하다. 예를 들어, 국가통계체계에서 수집되는 국가 대표성이 있는 설문조사(nationally representative survey)를 통해 성소수자 인구 현황을 체계적으로 파악하고 대표성 있는 표본을 확보한다면, 성소수자의 건강과 삶의 다양한 측면을 보다 심층적으로 이해할 수 있을 것이다. 나아가 이러한 연구 결과는 정책적 개입과 법 제도 마련에도 기여할 수 있을 것이다(이호림 등, 2022). 또한, 연구 설계 및 자료 수집 과정에 성소수자 커뮤니티가 직접 참여하는 커뮤니티 기반 참여 연구를 수행한다면, 표본의 실제 경험과 문화를 반영할 수 있을 것이다(Ricks et al., 2022).

사회는 각 개인이 자신의 정체성을 드러내고 살아갈 수 있도록 안전하고 포용적인 환경을 조성해야 한다. 성소수자의 드러내기는 단순히 개인의 선택 문제가 아니라, 그들이 속한 공동체와 사회의 수용성 및 지지를 반영하는 중요한 지표라 할 수 있다. 본 연구에서 타당화된 K-NOS는 성소수자의 드러내기를 공개와 은폐라는 두 하위 요인으로 구분하여 측정함으로써, 이들의 복잡한 심리적 과정을 보다 명확히 이해할 수 있는 기초를 제공하였다. 본 연구가 한국 사회 속에서 살아가는 성소수자들의 경험을 더 면밀히 이해하고, 이들이 겪는 다양한 어려움을 인식하며, 궁극적으로 성소수자의 삶을 존중하는 사회로 나아가는 데 기여하기를 기대한다.

저자소개

고현은 성신여자대학교 심리학과에서 석사학위를 취득하였다. 여성, 성소수자, 청소년 등 사회적 소수자의 인권과 상담, 그리고 이들의 삶에 영향을 미치는 사회적 요인에 관심을

두고 있다.

박혜경은 성신여자대학교 심리학과에 교수로 재직 중이다. 가치와 행동의 관계, 사회계층에 따른 심리 과정의 차이, 문화의 유지와 변화 등에 관심을 가지고 있다.

참고문헌

- 강병철 (2011). 사회적 낙인 인식이 성 소수자의 삶의 만족도에 영향을 미치는 과정. *사회복지연구*, 42(2), 381-417.
- 고현, 박예진, 박혜경 (2021). 성소수자의 성적 지향 마이크로어그레션과 심리적 안녕감의 관계: 거부민감성의 매개효과를 중심으로. *한국심리학회지: 여성*, 26(1), 165 - 184.
- 김유숙, 도민정 (2019). 성적 소수자가 인지한 사회적 지지와 소수자 스트레스가 전문적 도움추구태도에 미치는 영향. *가족과 상담*, 9(1), 71-88.
- 김은경, 권정혜 (2004). 동성애 관련 스트레스가 남성 동성애자의 정신건강에 미치는 영향. *한국심리학회지: 임상*, 23(4), 969 - 981.
- 김인숙 (1994). 빈곤 여성의 사회적 환경요인과 심리적 디스트레스와의 관계. *서울대학교 박사학위논문*.
- 김지은 (2020). 대학 내 성소수자 커뮤니티의 의미에 대한 질적 연구: 대학생 성소수자의 커뮤니티 경험을 중심으로. *한국사회복지질적연구*, 14(1), 155-176.
- 김혜령 (2020). 성 소수자 혐오의 혐오성에 대한 기독교윤리학의 비판적 논증. *신학사상*, 190, 273-317.
- 박기량, 박원주 (2022). 남성 동성애자의 불안정 성인애착이 우울과 불안에 미치는 영향: 소수자 스트레스의 매개효과. *한국산학기술학회 논문지*, 23(10), 48-58.
- 박도담, 유성경 (2019). 한국판 성적 지향 마이크로어그레션 척도 타당화. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 31(3), 899-927.
- 박명진, 양난미 (2017). 대학생 거부민감성척도 개발 및 타당화. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 29(1), 103-127.
- 박미란 (2019). 성소수자(LGBT)의 소수자 스트레스가 친사회적 행동에 미치는 영향: 지각된 사회적 지지의 매개효과. *성신여자대학교 석사학위논문*.
- 박수진 (2018). 성소수자의 소수자 스트레스가 자살사고에 미치는 영향. *한신대학교 석사학위논문*.
- 박수현 (2010). 동성애자의 소수자 스트레스와 대처 전략에 따른 심리사회적 적응의 차이. *가톨릭대학교 석사학위논문*.
- 박의주 (2012). 남성 동성애자의 내재화된 동성애 혐오와 심리적 안녕감, 드러내기 간의 관계: 사회적 지지의 조절효과. *건국대학교 석사학위논문*.
- 손소연, 이지하 (2016). 성소수자의 커뮤니티 참여 의미에 대한 연구: Giorgi 현상학적 방법론을 중심으로. *한국사회복지학*, 68(2), 233-256.
- 손주연, 이영호 (2023). 소수자 스트레스가 동성애자 및 양성애자의 자살사고에 미치는 영향: 속박감을 통한 긍정적 정체성의 조절된 매개효과. *한국심리학회지: 임상심리 연구와 실제*, 9(1), 87-114.
- 손현진, 정남운 (2023). 성적 지향 마이크로어그레션이 성소수자 (LGB)의 심리적 디스트레스에 미치는 영향: 내면화된 이성애주의와 성소수자 공동체의식의 조절된 매개효과. *한국심리학회지: 여성*, 28(1), 93-115.
- 안신능 (2006). 자기개념에 따른 자기불일치와 삶의 만족도의 인과적 관계. *연세대학교 석사학위논문*.
- 이성원, 연규진 (2020). 성소수자 (LGB)의 공동체 의식과 긍정적 정체성이 정신적 웰빙에 미치는 영향: 소수자 스트레스 대처 전략의

- 매개효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 32(2), 639-666.
- 이소정, 김은하 (2022). 한국판 동성애자/양성애자 다차원 정체성 척도 타당화. 한국심리학회지: 문화 및 사회문제, 28(2), 133-161.
- 이현희, 김은정, 이민규 (2003). 한국판 정적 정서 및 부정적 정서 척도(Positive Affect and Negative Affect Schedule; PANAS)의 타당화 연구. Korean Journal of Clinical Psychology, 22(4), 935-946.
- 이호림 (2015). 소수자 스트레스가 한국 성소수자(LGB)의 정신건강에 미치는 영향. 서울대학교 석사학위논문.
- 이호림, 이혜민, 주승섭, 김란영, 엄윤정, & 김승섭. (2022). 국가 대표성 있는 설문 조사에서의 성소수자 정체성 측정 필요성: 국내외 현황 검토와 측정 문항 제안. 비판사회정책, 74, 175-208.
- 임민경 (2014). 남녀 동성애자의 내면화된 성적 낙인 척도 타당화 연구. 고려대학교 석사학위논문.
- 장미래, 송현주 (2021). 여성 성소수자의 드러내기와 심리사회적 적응 간의 관계: 무조건적 자기수용과 사회적 지지의 조절효과. 한국심리학회지, 13(1), 25-49.
- 장지윤, 안현의 (2018). 한국판 동성애자/양성애자 긍정적 정체성 척도 타당화. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 30(2), 273-295.
- 홍영근, 문지혜, 조현재 (2011). 한국판 부정적 평가에 대한 두려움 척도 II 타당화 연구. 한국심리학회지: 일반, 30(1), 117-134.
- 황단비 (2020). 소수자 스트레스와 정신적 웰빙의 관계에서 동성애자/양성애자 긍정적 정체성과 성소수자 공동체 의식의 조절된 매개효과. 이화여자대학교 석사학위논문.
- Anderson, M. Z., Croteau, J. M., Chung, Y. B., & DiStefano, T. M. (2001). Developing an assessment of sexual identity management for lesbian and gay workers. *Journal of Career Assessment*, 9(3), 243-260.
- Baams, L., Grossman, A. H., & Russell, S. T. (2015). Minority stress and mechanisms of risk for depression and suicidal ideation among lesbian, gay, and bisexual youth. *Developmental Psychology*, 51(5), 688-696.
- Ballester, E., Cornish, M. A., & Hanks, M. A. (2021). Predicting relationship satisfaction in LGBTQ+ people using internalized stigma, outness, and concealment. *Journal of GLBT Family Studies*, 17(4), 356-370.
- Chaudoir, S. R., & Fisher, J. D. (2010). The disclosure processes model: Understanding disclosure decision making and postdisclosure outcomes among people living with a concealable stigmatized identity. *Psychological Bulletin*, 136(2), 236-256.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Routledge.
- Dean, L., Wu, S., & Martin, J. L. (1992). Trends in violence and discrimination against gay men in New York City: 1984 to 1990. In G. M. Herek & K. T. Berrill (Eds.), *Hate crimes: Confronting violence against lesbians and gay men* (pp. 46-64). Sage.
- Downey, G., & Feldman, S. I. (1996). Implications of rejection sensitivity for intimate relationships. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(6), 1327-1343.
- Dyar, C., Feinstein, B. A., Eaton, N. R., & London, B. (2016). Development and initial validation of the sexual minority women rejection sensitivity scale. *Psychology of Women Quarterly*, 40(1), 120-137.
- Esterline, K. (2018). Conceptualizing outness about sexual orientation: Implications for research and practice. [Doctoral dissertation, University of Kansas].
- Frost, D. M., Lehavot, K., & Meyer, I. H. (2015).

- Minority stress and physical health among sexual minority individuals. *Journal of Behavioral Medicine*, 38(1), 1-8.
- Fleiss, J., Levin, B., & Paik, M. C. (2003). The measurement of interrater agreement. In W. A. Shewart & S. S. Wilks (Eds.), *Statistical methods for rates and proportions* (3rd ed.). John Wiley & Sons, Ltd.
- Gardner, D. G., Cummings, L. L., Dunham, R. B., & Pierce, J. L. (1998). Single-item versus multiple-item measurement scales: An empirical comparison. *Educational and Psychological Measurement*, 58(6), 898-915.
- GLAAD. (n.d.). GLAAD media reference guide-LGBTQ terms and definitions. Retrieved September 29, 2024, from <https://glaad.org/reference/terms>
- Goldbach, J. T., Tanner-Smith, E., Bagwell, M., & Dunlap, S. (2014). Minority stress and substance use in sexual minority adolescents: A meta-analysis. *Prevention Science*, 15(3), 350-363.
- Jackson, S. D., & Mohr, J. J. (2016). Conceptualizing the closet: Differentiating stigma concealment and nondisclosure processes. *Psychology of Sexual Orientation and Gender Diversity*, 3(1), 80-92.
- Kite, M. E., Togans, L. J., & Case, K. A. (2018). Cross-cultural attitudes toward sexual minorities. In K. D. Keith (Ed.), *Culture across the curriculum: A psychology teacher's handbook* (pp. 407-426). Cambridge University Press.
- Kuyper, L., & Fokkema, T. (2011). Minority stress and mental health among Dutch LGBs: Examination of differences between sex and sexual orientation. *Journal of Counseling Psychology*, 58(2), 222-233.
- Lasser, J., Ryser, G. R., & Price, L. R. (2010). Development of a lesbian, gay, bisexual visibility management scale. *Journal of Homosexuality*, 57(3), 415-428.
- Lee, H., Park, J., Choi, B., Yi, H., & Kim, S. S. (2019). Association between discrimination and depressive symptoms among 2,162 lesbian, gay, and bisexual adults in South Korea: Does community connectedness modify the association? *Journal of Homosexuality*, 68(1), 70-87.
- Lick, D. J., Durso, L. E., & Johnson, K. L. (2013). Minority stress and physical health among sexual minorities. *Perspectives on Psychological Science*, 8(5), 521-548.
- Meidlinger, P. C., & Hope, D. A. (2014). Differentiating disclosure and concealment in measurement of outness for sexual minorities: The Nebraska Outness Scale. *Psychology of Sexual Orientation and Gender Diversity*, 1(4), 489-497.
- Meyer, I. H. (1995). Minority stress and mental health in gay men. *Journal of Health and Social Behavior*, 38(1), 38-56.
- Meyer, I. H. (2003). Prejudice, social stress, and mental health in lesbian, gay, and bisexual populations: Conceptual issues and research evidence. *Psychological Bulletin*, 129(5), 674-697.
- Miranda, J., & Storms, M. (1989). Psychological adjustment of lesbians and gay men. *Journal of Counseling and Development*, 68(1), 41-45.
- Mohr, J., & Fassinger, R. (2000). Measuring dimensions of lesbian and gay male experience. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 33(2), 66-90.
- Ochs, R., & Deihl, M. (1992). Moving beyond binary thinking. In W. J. Blumenfeld (Ed.), *Homophobia: How we all pay the price* (pp. 67-75). Beacon Press.
- Pachankis, J. E. (2007). The psychological implications of concealing a stigma: a cognitive-affective-behavioral model. *Psychological Bulletin*, 133(2), 328-345.
- Pachankis, J. E., Goldfried, M. R., & Ramrattan, M. E. (2008). Extension of the rejection sensitivity

- construct to the interpersonal functioning of gay men. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 76(2), 306-317.
- Pachankis, J. E., & Bränström, R. (2018). Hidden from happiness: Structural stigma, sexual orientation concealment, and life satisfaction across 28 countries. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 86(5), 403-415.
- Pachankis, J. E., Goldfried, M. R., & Ramrattan, M. E. (2008). Extension of the rejection sensitivity construct to the interpersonal functioning of gay men. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 76(2), 306-317.
- Ricks, J. M., Arthur, E. K., Stryker, S. D., Yockey, R. A., Anderson, A. M., & Allensworth-Davies, D. (2022). A systematic literature review of community-based participatory health research with sexual and gender minority communities. *Health Equity*, 6(1), 640-657.
- Shi, J., Mo, X., & Sun, Z. (2012). Content validity index in scale development. *Zhong Nan Da Xue Xue Bao Yi Xue Ban*, 37(2), 152-155.
- Steiger, J. H. (1980). Tests for comparing elements of a correlation matrix. *Psychological Bulletin*, 87(2), 245-251.
- Wilkerson, J. M., Noor, S. W., Galos, D. L., & Rosser, B. S. (2016). Correlates of a single-item indicator versus a multi-item scale of outness about same-sex attraction. *Archives of Sexual Behavior*, 45(5), 1269-1277.
- Xu, W., Zheng, L., Xu, Y., & Zheng, Y. (2017). Internalized homophobia, mental health, sexual behaviors, and outness of gay/bisexual men from Southwest China. *International Journal for Equity in Health*, 16(1), 1-10.

1 차원고접수 : 2025. 03. 24.

수정원고접수 : 2025. 07. 28.

최종게재결정 : 2025. 09. 15.

Validation of the Korean Version of the Nebraska Outness Scale (K-NOS)

Hyun Ko

Hyekyung Park

Department of Psychology, Sungshin Women's University

Sexual minorities (lesbian, gay, and bisexual; LGB) face decisions about when and to whom they disclose their sexual orientation. Coming out has been identified as a minority stressor, and several previous studies have developed scales to measure the extent of disclosure among sexual minorities. However, in South Korea, disclosure scales have only been directly translated from overseas studies without validation. This study aimed to adapt and validate a Korean version of the Nebraska Outness Scale (NOS), which assesses sexual minority disclosure through two subfactors: openness and concealment. In Study 1, a content analysis was conducted to examine the groups to whom Korean sexual minorities disclose their sexual orientation. The results revealed differences in disclosure targets compared with overseas sexual minorities, leading to modifications in the original scale's group classification. In Study 2, the appropriateness of these modified classifications was evaluated by categorizing social affiliates into general social affiliates, sexual minority social affiliates, and non-sexual minority social affiliates. To examine whether outness levels significantly differed between sexual minority and non-sexual minority social affiliates, a paired-samples t-test was conducted. In Study 3, the internal consistency, test-retest reliability, construct validity, and criterion validity of the Korean version of the NOS (K-NOS) were examined. The results indicated that both the overall K-NOS and its subfactors—openness and concealment—demonstrated acceptable levels of reliability and validity. Additionally, the study explored the utility of the subfactors and scales, and conducted a regression analysis between the openness and concealment subfactors to better understand the underlying mechanisms of outness. Through these analyses, the study aimed to deepen the understanding of key mechanisms underlying outness and provide insights for future research and practical interventions. This study holds significance in that it translated and validated the NOS for use in South Korea, establishing a culturally appropriate scale for measuring sexual minority outness and laying a foundation for future research. However, given the limitations in the internal consistency and generalizability of the K-NOS due to sample characteristics, follow-up studies are recommended to further refine the scale.

Key words : Sexual Minorities(LGB), Coming Out, Outness, Disclosure, Concealment

부 록

부록 1. K-NOS와 인구통계학적 변인 및 성적 지향 관련 문항들 간의 상관

(N = 587)

	K-NOS-FS	K-NOS-D	K-NOS-C
연령	.18***	.18***	-.12***
교육 수준	.14***	.16***	-.06
경제적 수준	.02	.03	.00
성적 지향 수용 기간	.19***	.22***	-.08
성적 지향 만족도	.31***	.32***	-.18***
성적 지향 중요도	.17***	.22***	-.06

주 1. K-NOS-FS = K-NOS 전체 척도, K-NOS-C를 역채점하여 산출함; K-NOS-D = K-NOS의 공개 요인; K-NOS-C = K-NOS의 은폐 요인;

주 2. *** $p < .001$.

부록 2. 성별과 성적 지향에 따른 K-NOS의 평균 및 표준편차

		성별		성적 지향	
구분 (유효 표본수)		여성 (n = 422)	남성 (n = 153)	동성애자 (n = 311)	양성애자 (n = 264)
K-NOS-D	직계가족	35.01(36.77)	35.68(39.82)	38.16(38.73)	31.65(35.90)
	확장가족	6.78(15.71)	6.23(15.68)	7.64(16.95)	5.45(14.01)
	성소수자 사교 구성원	74.25(35.84)	80.45(33.07)	79.40(33.48)	71.78(36.76)
	비성소수자 사교 구성원	37.33(30.94)	31.94(29.28)	38.23(32.14)	33.16(28.44)
	직장/학교 구성원	12.36(22.78)	13.25(23.29)	15.46(25.59)	9.21(18.73)
	평균	33.35(19.49)	33.62(18.93)	35.87(20.00)	30.55(18.13)
K-NOS-C	직계가족	56.10(33.87)	66.06(34.93)	61.90(35.37)	55.04(32.92)
	확장가족	73.40(34.49)	76.45(35.21)	74.27(35.29)	74.13(34.01)
	성소수자 사교 구성원	12.76(25.99)	10.39(23.08)	10.32(24.00)	14.25(26.53)
	비성소수자 사교 구성원	43.44(29.24)	43.38(31.48)	41.33(31.45)	45.87(27.65)
	직장/학교 구성원	61.28(37.53)	59.42(38.30)	59.40(38.55)	62.42(36.71)
	평균	49.54(20.50)	51.36(22.18)	49.63(21.34)	50.47(20.52)
K-NOS-FS		41.88(16.15)	41.15(16.40)	43.12(16.98)	40.01(15.11)

부록 3. 성별과 성적 지향에 따른 드러내기 집단 및 하위 요인의 차이

($N = 587$)

		t	df	p	사후검증
성별	K-NOS-D	직계가족	-0.18	255.22	0.86
		확장가족	0.37	577.00	0.71
		성소수자 사교 구성원	-1.96	292.82	0.05
		비성소수자 사교 구성원	1.89	583.00	0.06
		직장/학교 구성원	-0.41	580.00	0.68
		평균	-0.15	584.00	0.88
	K-NOS-C	직계가족	-3.11***	584.00	< .001
		확장가족	-0.94	583.00	0.35
		성소수자 사교 구성원	1.05	578.00	0.32
		비성소수자 사교 구성원	0.02	582.00	0.98
		직장/학교 구성원	0.53	582.00	0.6
		평균	-0.93	584.00	0.35
	K-NOS-FS		0.48	584.00	0.63
성적 지향	K-NOS-D	직계가족	2.10*	574.63	0.04
		확장가족	1.70	576.56	0.09
		성소수자 사교 구성원	2.61*	549.67	0.01
		비성소수자 사교 구성원	2.02*	582.11	0.04
		직장/학교 구성원	3.39***	568.37	< .001
		평균	3.35***	584.00	< .001
	K-NOS-C	직계가족	2.43*	579.71	0.02
		확장가족	0.05	583.00	0.96
		성소수자 사교 구성원	-1.86	543.68	0.06
		비성소수자 사교 구성원	-1.86	581.50	0.06
		직장/학교 구성원	-0.96	582.00	0.34
		평균	-0.49	584.00	0.63
	K-NOS-FS		2.35**	583.04	0.02

주 1. 성별과 성적지향 간 상호작용 효과는 다변량 분산분석 및 이원분산분석 모두에서 통계적으로 유의하지 않았음. 이에 따라 각 독립변수의 주효과는 독립표본 t -검증을 통해 개별적으로 분석하였음.

주 2. a : 여성, b : 남성, c : 동성애자, d : 양성애자.

주 3. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.