

외로움-이차공통요인 척도의 성별집단 간, 연령집단 간 측정불변성

박 광 배¹⁾ 이 다 니²⁾ 엄 진 섭¹⁾ 정 안 숙^{3)†}

¹⁾충북대학교 심리학과 ²⁾신시내티대학교 범죄학과 ³⁾드폴대학교 심리학과

본 연구는 외로움-이차공통요인 척도(L-SOCF 척도)의 타당화 자료를 이용하여 그 척도의 성별집단 간 측정불변성과 연령집단 간 측정불변성을 검증한 것이다. 다집단-확인적 요인분석을 이용한 검증에서 L-SOCF 척도는 성별집단 간에 구성불변성, 단위불변성, 그리고 영점 불변성을 가지는 것이 확인되었다. 또한 18세부터 75세까지의 연령을 청년집단, 중년집단, 노년집단으로 나누어 L-SOCF 척도의 연령집단 간 측정불변성을 검증한 결과, 구성불변성, 단위불변성, 영점불변성이 모두 확인되었다. 논의에서는 연속변인인 연령을 범주화한 후 연령불변성을 검증한 이유가 설명되었다. 본 연구를 통하여 L-SOCF 척도의 총점 및 요인점수의 의미가 성별과 연령대에 걸쳐 일관되게 해석될 수 있음이 확인되었다.

주요어 : 외로움-이차공통요인 척도, 측정불변성, 다집단-확인적 요인분석

† 교신저자: 정안숙, 드폴대학교 심리학과, E-mail: granble@gmail.com



Copyright © 2024, The Korean Psychological Association. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial Licenses(<https://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.

개인이 주관적으로 경험하는 혐오 정서인 외로움(loneliness)은 사회적 협동과 연대를 통해서 서로를 보호하며 생존해온 인간이 진화 과정에서 획득한 적응기제의 하나로 이해된다(Cacioppo et al., 2013). 굶주림 혹은 갈증과 마찬가지로, 인간은 고립되거나 사회적 연결이 단절되면 고통을 경험하게 되고, 다시금 사회적 연대를 회복하려는 동기와 욕구가 생기도록 진화해온 것이다.

사회적 단절과 고립은 적응기제로서의 외로움을 촉발하지만, 심화된 외로움은 개인의 사교성을 위축시켜서 고립과 단절을 고착화할 수 있다(Park et al., 2023). 현대의 인터넷, 로봇, 인공지능 등의 소위 제4차 산업혁명을 주도하는 테크놀로지의 발전과 그에 수반되는 사회변화의 속도와 범위는 외로움의 적응기능을 무력화하여 외로움을 경험하는 개인이 스스로 사람들과의 상호작용과 연대를 회복하기 어렵게 만들고 있다(Turkle, 2011). 현대 한국 사회에서 관찰되는 은둔형 외톨이의 증가, 가족구조의 해체와 일인 가구의 증가, 출산율의 감소, 자살률의 증가, 고독사의 증가 등의 문제들에는 직간접적으로 외로움의 문제가 내재되어 있다고 생각된다. 이러한 사회현상이 암시하는 중요한 사실은 외로움이 더 이상 개인의 문제로만 머물러 있지 않다는 것이고, 외로움을 더 이상 개인의 사정으로 치부하고 사회/국가적 무관심의 영역으로 도외시킬 수 없는 시대가 도래했다는 것이다. 외로움이 사람들의 삶과 건강을 위협하는 위험이 될 수 있을 뿐만 아니라(i.e., Hawkley & Cacioppo, 2010), 인간의 미래를 예비하기 위한 교육과 산업환경의 건전성을 해칠 수 있다는 점(Lim et al., 2020)에서 국가 차원의 주의를 환기할 필요가 있다(Department for Digital, Culture, Media and

Sport, 2018).

외로움의 폐해를 예방, 감소하기 위한 정부와 지역사회의 정책을 고안하고 실시하기 위해서는 외로움의 실태를 구체적으로 파악하고, 외로움이 존재하는 이유와 원인을 규명하며, 외로움이 초래하는 부정적 결과를 포착하고, 실시된 정책의 효과를 증거에 기반하여 정확하게 평가하는 측정도구가 있어야 한다. 그 측정도구는 각기 다른 성별, 연령, 사회경제적 배경을 가진 사람들의 외로움을 동일한 구성개념과 동일한 척도특성(단위와 영점)을 이용하여 측정하는 측정불변성(measurement invariance)¹⁾을 가져야 한다. 측정도구의 타당도와 관련된 측정불변성이 중요한 이유는, 만약 어떤 측정도구가 각기 다른 집단에서 동일한 구성개념을 동일한 척도로 측정하지 않는다면, 그 측정도구는 해당 집단들을 비교할 목적으로 사용될 수 없기 때문이다. 측정도구가 측정불변성을 가지기 위해서는 그 도구가 측정하는 구성개념의 내용 혹은 잠재요인의 구조가 명료하게 규정되어야 한다.

외로움을 측정하기 위해 개발된 기존척도들 중 일부는 외로움의 이론적 내용이 모호한 채 개발된 것도 있고(i.e., UCLA 외로움 척도), 대부분은 사회심리학적 관점이 조망하는 개인간 외로움을 핵심적인 이론적 토대로 개발되었다. 따라서 기존척도들은 원하는 관계의 결핍에서 생기는 소원감을 주로 측정하고, 그 소원감이 두려움, 불안으로 발전하여 생길 수 있는 고립감(자신이 혼자라는 느낌)을 일부 반영한다. 기존 척도들은 외로움에 대한 현상

1) 용어 Measurement Invariance를 한국에서 “측정동일성” 혹은 “측정불변성”으로 번안한다. 본 논문에서는 영어의 고유한 의미에 더 근접한다고 생각되는 “측정불변성”으로 번안하였다.

학적 관점에서 조망되는 위축된 사교성, 실존주의 심리학적 관점의 고립감, 그리고 긍정심리학적 관점의 자기가치감을 명시적으로, 그리고 체계적으로 반영하지 않는다(Park et al., 2023). Park et al. (2023)은 외로움을 측정할 목적으로 개발된 기존의 도구들이 외로움의 이론적 내용이 모호한 채 개발되어 요인구조가 불분명하거나(i.e., UCLA 외로움 척도, Russell et al., 1978; Russell, 1996), 특정한 모집단(청소년, 노인 등)의 외로움을 측정할 목적으로 개발되어(i.e., 청소년 외로움 척도, Hur & Kim, 2014; 노인 외로움 척도, Lee, 2019) 활용의 범위가 제한되는 문제가 있음을 인식하고, 18세부터 75세까지의 한국 일반성인이 경험하는 외로움을 측정할 목적으로 ‘외로움-이차공통요인 척도’(L-SOCF Scale: Loneliness, Second Order Common Factor Scale)를 개발하였다. L-SOCF 척도가 실제로 “18세부터 75세까지의 한국 남성과 여성이 경험하는 외로움”을 동일한 구성개념과 동일한 척도특성을 이용하여 일관되게 측정하는지의 여부는 실증되어야 할 문제이다. 본 연구는 L-SOCF 척도의 타당화를 위해 18세부터 75세까지의 한국 남성과 여성들로부터 수집된 자료를 이용하여 그 외로움 척도의 (1) 성별집단 간 측정불변성과 (2) 연령집단 간 측정불변성을 검증한 것이다.

L-SOCF 척도

L-SOCF 척도는 외로움에 대한 사회심리학적 관점의 개인 간 외로움(소원감), 실존주의 심리학적 관점의 실존적 외로움(고립감), 현상학적 관점의 개인 내 외로움(위축된 사교성), 그리고 긍정심리학적 관점의 외로움 예방 및 치유 요인(자기가치감)을 각각 10개씩의 4점

리커트척도 문항으로 측정한다. L-SOCF 척도의 소원감 요인은 타인과의 심리적, 물리적 사이가 벌어져 떨어진 느낌을 대표하는 요인으로, 개인 간 관계의 부재, 단절, 결별, 혹은 소원함에 의해 초래되는 관계복구의 동기 및 욕구를 반영한다. 고립감 요인은 불특정 다수의 사람들로부터 분리되거나 소외되고, 고립무원의 상태로 혼자 남겨진 것 같은 두려움과 불안을 주된 특성으로 가지는 실존적 외로움을 반영한다. 위축된 사교성 요인은 사회적 욕구를 가진 사람의 사회적 억제(social inhibition)를 반영하며, 억제된 사회적 행동 양식이 외로움을 심화하고, 오래 지속시키는 우울배반적인, 혹은 모순된 자아의 갈등에 의해 촉진되는 개인 내 외로움 요인이다. 자기가치감 요인은 자신에 대한 사회적 환경(타인)의 인식을 통하여 자신의 사회적 가치에 대한 의식을 가지는 것을 의미하며, 사회적인 참여와 몰입에 의해 외로움을 효과적으로 감소하거나 예방하는 기능을 가지는 요인이다.

외로움이 경험되는 소원감, 고립감, 위축된 사교성, 낮은 자기가치감은 이론적으로 서로 다른 원인에 의해 촉발되고, 논리적으로 서로 다른 내용을 가지는 정서지만, 서로 독립적인 경험들은 아니다. 외로움은 네 가지 독특한 요인들로 구성되면서도, 그 요인들 사이에 상당한 상관관계가 존재할 것으로 예상되는데, 요인들 사이의 상호작용과 상관관계를 가장 잘 매개하고 설명할 수 있는 이차공통요인이 ‘외로움’의 개념이다(Park et al., 2023; 그림 1).

L-SOCF 척도는 일반성인 1,170명(문항개발 절차 550명, 척도타당화 절차 620명)을 대상으로 탐색적, 확인적 요인분석을 통해 개발되었다. L-SOCF 척도의 신뢰도는 타당화 표본에서 4개 일차요인의 Cronbach's α 가 .88 ~ .93의

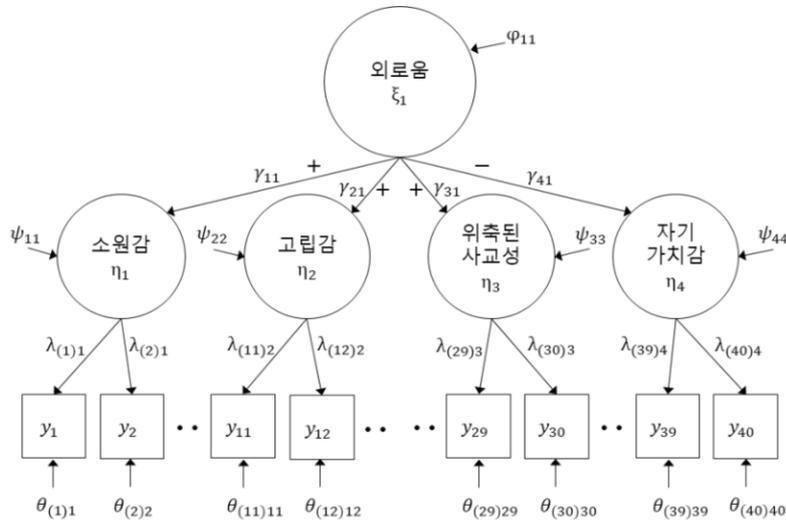


그림 1. L-SOCF 척도의 이차공통요인 구조

범위에서 나타났고, 전체 척도의 Cronbach's α 는 .96로 나타났으며, 준거타당도, 구성개념타당도, 공인(동시)타당도, 변별타당도를 가지는 것이 확인되었다(Park et al., 2023). 개인이 청년기, 중년기, 노년기에 걸쳐 경험하는 외로움의 정도와 내용은 다를 수 있지만, 외로움 정서의 기본 구조가 성별과 연령대에 걸쳐 변화할 것으로 예상되는 합리적 이유는 찾기 어렵다. 그러므로, 성별에 따른 외로움을 비교하거나, 일생에 걸친 외로움의 발달과정을 파악하기 위해서는 L-SOCF 척도의 총점(이차공통요인점수) 및 일차요인점수의 의미가 성별집단과 연령집단에서 일관성을 가지고 해석될 수 있어야 한다.

측정불변성

측정불변성은 “척도 혹은 구성개념이 여러 개의 표본이나 모집단에서 동일한 결과를 제공하는 것”으로 정의되는 개념이다(Zedeck,

2014, p. 211). 이 정의에서 “동일한 결과”란 측정도구가 성별, 연령, 국가, 지능 등으로 나누어진 두 개 이상의 표본이나 모집단에서 동일한 척도특성(단위 metric 와 영점 zero point)을 이용하여 동일한 개념(construct)을 측정한 결과를 의미한다. 측정도구가 실제로 측정하는 구성개념과, 그 도구의 실제 단위 및 영점을 잠재적으로 변화시킬 수 있는 성별, 연령, 국가, 지능 등의 변인을 중개변인(moderator)으로 지칭한다. 측정도구가 중개변인의 집단(범주)들에서 동일한 영점과 단위를 사용하여 동일한 개념을 측정한다는 측정불변성 개념은 구체적으로, 위계적인 관계를 가지는 세 가지의 하위모형으로 나뉜다(Putnick & Bornstein, 2016; Bialosiewicz et al., 2013; Milfont & Fischer, 2010).

구성불변성(configural invariance)

측정불변성의 가장 기본적인 모형은 측정도구에 내재된 잠재요인들의 구조가 중개변인의

여러 집단에서 동일하게 구성된다는 개념을 반영하는 모형이다(Horn & McArdle, 1992). 예를 들어, 어떤 지능검사가 남자집단과 여자집단에서 공히 언어능력요인과 수리능력요인의 이요인구조로 구성된다면, 그 지능검사는 성별집단 간 구성불변성을 가진다. 구성불변성은 일반적으로 다집단-확인적 요인분석(MG-CFA: multiple group confirmatory factor analysis)를 통하여 확인된다. 특정한 요인모형에 포함되는 모수(요인부하, 요인변량, 문항절편, 오차(잔여)변량 등)들 중 모형과약을 위해 고정되어야 하는 것을 제외한 다른 모든 모수의 값을 자료에 따라 자유롭게 변할 수 있는 자유모수(free parameter)로 설정하여 중개변인의 집단들에서 동시에 검증하고, 그 모형이 좋은 합치도를 보인다면, 해당 측정도구가 그 집단들에서 기본적으로 동일한 요인구조를 가지는 것으로 간주된다.

단위불변성(metric invariance)

측정도구의 요인구조가 집단 간에 동일하다는 전제하에(즉, 구성불변성의 전제), 단위불변성은 특정한 요인모형에 포함되는 모든 요인부하(factor loading: 그림 1의 $\lambda_{(1)1} \sim \lambda_{(40)4}$)들의 값이 중개변인의 모든 집단에서 동일하게 유지되는 것을 의미한다. 구성불변성이 부재할 때 단위불변성은 무의미한 개념이다. 수식(1)은 요인부하 λ_{ij} 가 잠재요인 η_j 의 1단위 변화에 동반하는 문항점수 기댓값(예측값, 평균) \hat{y}_i 의 변화량이라는 것을 나타낸다.

$$\hat{y}_i = \nu_i + \lambda_{ij}\eta_j \quad (1)$$

\hat{y}_i = 벡터(변인). 문항 i의 기댓값(예측값)
 ν_i = 상수(모수). 문항 i의 절편

λ_{ij} = 상수(모수). 문항 i가 잠재요인 j에 가지는 부하

η_j = 벡터(변인). 잠재요인 j

중개변인의 집단 간에 요인부하(λ_{ij})가 동일하다는 것은 잠재요인의 값이 1단위 변할 때 동반되는 문항점수의 변화가 모든 집단에서 동일하다는 것을 의미한다. 측정도구의 단위 불변성을 확인하기 위하여 하나의 요인모형을 중개변인의 여러 개 집단에서 동시에 검증하는 MG-CFA를 활용하는데, 이때 요인부하의 값이 모든 집단에 걸쳐서 동일하다는 제약(equality constraints)을 모형에 설정하여 모형합치도를 산출한다. 만약 중개변인 집단 간 요인부하의 동일성 제약을 포함하는 모형의 합치도가 그 제약이 없는 모형(구성불변성 모형)의 합치도와 유사하면, 측정도구가 모든 범주에서 동일한 단위를 가지는 척도 즉, 단위불변성을 가진 척도로 해석된다.

영점불변성(scalar invariance)

영점불변성은 중개변인의 집단들에서 잠재요인의 영점(zero point)에 해당하는 문항점수가 동일하다는 개념인 바, 문항의 절편(intercept: 수식(1)의 ν_i)이 중개변인 집단에 걸쳐 동일할 때 성립한다. 영점불변성은 단위불변성을 전제한다. 수식(1)은 문항의 절편 ν_i 은 잠재요인 η_j 의 점수 0에 해당하는 — 잠재요인 점수 0이 예측하는 — 문항점수 기댓값 \hat{y}_i 이라는 것을 나타낸다($\eta_j = 0$ 일 때, $\hat{y}_i = \nu_i$). 수식(1)에서, 요인부하 λ_{ij} 가 고정일 때, 문항의 절편 ν_i 이 집단 간에 다르면 잠재요인 η_j 가 집단 간에 동일하여도 문항점수 \hat{y}_i 는 달라진다. 다시 말해서, 문항절편이 중개변인의

집단들에서 가변하는 경우에는, 각기 다른 집단에 속하는 두 사람의 잠재요인 점수가 동일하여도 문항에 대한 그들의 반응은 다르게 나타나는 것이다. 따라서 능력을 측정하기 위한 문항의 경우, 영점불변성은 문항의 불편향성(unbiasedness)을 나타내는 개념이다. 측정도구의 영점불변성을 확인하기 위해서도 MG-CFA를 활용하는데, 이때 요인부하의 크기가 모든 집단에 걸쳐서 동일하다는 제약(단위불변성 제약)과 더불어, 문항 절편의 크기가 모든 집단에 걸쳐서 동일하다는 제약을 모형에 추가로 설정하여 모형합치도를 산출한다. 만약 문항 절편의 집단 간 동일성 제약이 포함된 모형의 합치도가 좋으면, 각기 다른 집단에서 문항의 점수가 동일할 때 잠재요인의 점수도 집단에 걸쳐 동일할 것이므로, 그 측정도구로 얻어지는 요인점수(해당 요인에 속하는 문항들의 점수를 합산한 점수)를 이용하여 집단 간 차이를 검증하기 위한 t-검증 혹은 변량분석(ANOVA) 등이 의미를 가질 수 있다.

측정불변성 모형의 위계구조

위의 세 가지 측정불변성 모형들은 위계적인 내포관계를 가지는 개념들이다. 즉, 구성불변성이 부재하면 단위불변성은 무의미하고, 단위불변성이 부재하면 영점불변성은 무의미하다. 따라서 구성불변성 검증이 단위불변성의 검증에 선행하고, 단위불변성 검증이 영점불변성 검증에 선행하는 순차적인 절차를 통해 측정불변성 검증이 이루어진다.

이차요인모형의 측정불변성

이차요인모형의 측정불변성은 일차요인의

측정불변성을 전제한다. 이차요인과 일차요인의 관계는 수식(2)와 같은 구조방정식모형의 모수들로 정의된다.

$$\hat{\eta}_j = \alpha_j + \gamma_{jk}\xi_k \quad (2)$$

$\hat{\eta}_j$ = 벡터(변인). 일차요인 j의 기댓값 (예측값).

α_j = 상수(모수). 일차요인 j의 절편.

γ_{jk} = 상수(모수). 일차요인 j가 이차요인 k에 가지는 경로.

ξ_k = 벡터(변인). 이차요인 k.

구체적으로, 일차요인의 단위불변성은 이차요인의 구성불변성을 보장한다(즉, 일차요인의 단위불변성이 확인되면 이차요인의 구성불변성은 성립하는 것으로 본다). 왜냐하면 일차요인의 단위불변성이 성립하면, 일차요인들의 공변량 구조(covariance structure)가 중개변인 집단 간에 동일할 것이므로, 일차요인들의 공변량 구조에 의해 구성되는 이차요인의 의미가 집단 간에 동일한 것이다. 이때에는 이차요인이 일차요인에 연결되는 경로 γ_{jk} 가 집단간에 동일한지를 확인하기 위한 이차요인 단위불변성 검증을 할 수 있는 조건이 충족된다. 마지막으로, 이차요인의 단위불변성이 검증되면, 그것의 영점불변성(일차요인 절편 α_j 의 집단 간 동일성)을 검증한다.

측정불변성 여부의 판단을 위한 모형검증 기준

모형과 자료의 합치 정도를 반영하는 대표적인 지수는 카이제곱 지수(χ^2)이다. 일반적으로 CFA와 구조방정식 모형(SEM: Structural Equation Model)이 자료와 불합치하는 정도 혹은 자료와 괴리하는 정도가 클수록 χ^2 의 크

기가 커진다. χ^2 은 모형의 합치도에 대해 유의미도 검증 즉, 통계적 판단을 할 수 있는 독보적인 지수로 유용성을 가진다. 또한 한 모형이 다른 모형에 내포되는(nested) 관계를 가질 때, 두 모형의 카이제곱 차이($\Delta\chi^2$)도 카이제곱분포를 하는 지수이므로 $\Delta\chi^2$ 를 두 모형 중 더 좋은 모형을 선택하는 통계적 기준으로 사용할 수 있다. $\Delta\chi^2$ 가 자유도 차이에 해당하는 카이제곱분포에서 유의미하면, 두 모형 중 χ^2 이 더 작은 모형이 선택되고, $\Delta\chi^2$ 가 유의미하지 않으면 χ^2 이 더 큰 모형이 선택된다. 그러나 표본의 크기가 클수록 통계적 검증력이 높아지기 때문에 χ^2 과 $\Delta\chi^2$ 의 크기 또한 커지는 경향이 있어서, 표본의 크기가 크면 실제로는 자료를 적절히 설명하는 모형도 자료와 불합치한다는 판단을 해야 하는 경우 즉, 통계적으로 기각해야 하는 경우가 많이 생긴다. 따라서 Chen(2007)과 Cheung & Rensvold(2002) 등의 학자들은 표본의 크기가 클 때(>300)는 χ^2 과 $\Delta\chi^2$ 대신에, 비교합치지수(CFI: Comparative Fit Index) (Bentler, 1990)를 이용하여 모형합치도를 판단할 것을 권고한다. 일반적으로, CFI의 크기가 .90보다 크면 단일 모형의 합치도가 양호한 것으로 판단할 것이 권고된다. 유사한 관점에서, Rudnev et al. (2018)은 RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation)(Steiger & Lind, 1980)가 .08보다 작고, 그것의 90% 신뢰구간의 상한계(upper bound)가 .10을 초과하지 않으면 단일 모형의 합치도가 양호하다고 판단할 것을 권고하였다. 특히, 측정불변성을 검증하기 위해 내포관계를 가진 두 개 모형의 CFI 차이(ΔCFI)를 이용하는 경우, 그 차이가 .01보다 크지 않으면 두 모형의 합치도에 차이가 없다고 판단할 것이 권고되었다(Chen, 2007; Cheung &

Rensvold, 2002).

방 법

절차

L-SOCF 척도의 타당화를 위한 조사는 국가생명윤리정책원의 공용기관 생명윤리위원회 (Institutional Review Board: IRB)로부터 연구승인(P01-202210-01-002)을 받은 후 온라인 조사업체를 통하여 실시되었다. 참가자들은 조사업체에서 게시한 연구 대상자 모집 광고를 통해 본 연구에 참여하였다. 참가자들은 편안한 장소에서 온라인으로 설문 링크에 접속하였다. 온라인 설명문을 읽은 뒤, 연구 참여에 ‘동의합니다’ 버튼을 눌러 자발적으로 동의한 참가자를 대상으로 응답을 수집하였다.

참가자

조사업체에 등록된 전국의 패널들 중, 만 18세 이상의 성인을 대상으로 응답을 수집하였다. 연구 참여에 자발적으로 동의한 패널 참가자들 총 750명이 설문을 완료하였으나, 성별과 연령별로 50명씩(인구분포 비율에 따라 17개 거주지역 배분), 총 700명의 데이터가 분석 대상이 되었다. 이들 중 1개 이상의 문항에 응답하지 않았거나, 조사에 포함된 척도들 중 적어도 한 척도의 모든 문항에 동일한 응답을 하거나, 조사를 완료하는데 너무 긴 시간을 소요하는 등의 불성실 응답이 거의 확실한 참가자를 제거하여 620명의 자료를 분석하였다. 자료분석에 포함된 참가자 중 여성은 316명(51%), 남성은 304명(49%)이었다. 연령별

로는 20대 이하(만 18세 ~ 29세)가 126명(20.3%), 30대(만 30세 ~ 39세)가 128명(20.6%), 40대(만 40세 ~ 49세)가 116명(18.7%), 50대(만 51세 ~ 59세)가 125명(20.2%), 60대 이상(만 61세 ~ 74세)이 125명(20.2%)이었다.

측정도구

L-SOCF 척도의 40 문항들에 대하여 4점 리커트 척도(1 = 전혀 아니다, 2 = 아니다, 3 = 그렇다, 4 = 매우 그렇다)로 응답하는 설문문이 사용되었다. 그밖에 성별, 출생연도, 거주 지역, 혼인 상태, 최종 학력, 가구 총 수입과 같은 인구통계학적 정보가 수집되었는데, 그 정보들 중 본 연구에는 성별과 출생연도(연령)가 사용되었다.

분석

모든 자료분석은 Mplus Version 8(Muthén & Muthén, 2017)을 이용하여 이루어졌다. 참가자의 성별에 따라 표본을 남자집단과 여자집단으로 나누고, MG-CFA(Multiple Groups Confirmatory Factor Analysis: Holzinger & Swineford, 1939; Jöreskog, 1971; Sörbom, 1974)를 이용하여 성별집단 간 측정불변성은 검증하였다. 연령집단 간 측정불변성은 측정 시점 당시 18세 ~ 39세의 응답자는 청년집단(254명), 40세 ~ 59세의 응답자는 중년집단(241명), 60세 ~ 75세의 응답자는 노년집단(125명)의 세 가지 연령집단으로 분류하고, 이 연령집단들에 대한 MG-CFA를 이용하여 이루어졌다. 연령을 세분할수록 각 연령집단에 속하는 사례의 수가 감소하므로 표본오차(sampling error)의 영향이 커지고, 모수추정치들의 변동성이 커진다. 표

집오차에 의한 모수추정치의 변동성은 측정불변성 검증에서 모수들이 동일하다는 옳은 가설을 기각하는 제1종 오류를 범할 가능성을 현저히 증가시킨다. 극단적인 경우를 예로 들면, 만약 1년 단위의 각 연령을 하나의 집단으로 간주하여 총 58개(18세 ~ 75세)의 연령집단을 분류하고 그 집단들 간 측정불변성을 검증하면 어떤 측정도구라도 측정불변성을 가지는 것이 거의 불가능해진다. 따라서 본 연구에서는 L-SOCF 척도가 외로움 측정척도로써 가져야 할 연령집단 간 측정불변성의 실용적 의미를 극대화하는 범위에서 연령집단의 수를 최소화하여 청년집단, 중년집단, 노년집단으로 나누고, 그 세 연령집단 간 측정불변성을 검증하였다.

그림 1에 제시된 L-SOCF 척도의 이차공통요인 모형에 대한 성별집단 간 측정불변성과 연령집단 간 측정불변성의 검증이 각각 Rudnev et al. (2018)의 위계절차에 따라 다음과 같은 순서로 진행되었다.

- (1) 구성불변성(CI: configural invariance)
- (2) 일차요인의 단위불변성(MI-FOF: metric invariance - first order factor)
- (3) 일차 & 이차요인의 단위불변성(MI-FSOF: metric invariance - first & second order factor)
- (4) 일차요인의 영점불변성(SI-FOF: scalar invariance - first order factor)
- (5) 일차 & 이차요인의 영점불변성(SI-FSOF: scalar invariance - first & second order factor)

표 1은 각 측정불변성 검증을 위해 이차공통요인 모형에 적용된 모수제약(parameter

표 1. 이차공통요인 모형의 측정불변성 검증을 위한 MG-CFA 절차와 모수제약(Rudnev et al., 2018)

측정불변성 모형	일차요인			이차요인	
	요인부하	문항절편	요인절편	요인경로	요인평균
1. 구성불변성 (CI)	요인당 한 개씩 부하($\lambda_{(1)1}$, $\lambda_{(1)2}$, $\lambda_{(2)3}$, $\lambda_{(3)4}$)를 1에 고정. 나머지 요인부하는 자유모수	요인당 한 개씩 문항의 절편(ν_1 , ν_{11} , ν_{21} , ν_{31})을 0에 고정. 나머지 문항들의 절편은 자유모수	요인절편 α_1 , α_2 , α_3 , α_4 는 모두 자유모수	한 개의 경로(γ_{11})를 1에 고정. 나머지 경로(γ_{21} , γ_{31} , γ_{41})는 자유모수	외로움(이차) 요인의 평균 κ_1 을 0에 고정
2. 일차요인의 단위불변성 (MI-FOF)	요인당 한 개씩 부하를 1에 고정. 나머지 요인부하($\lambda_{(2)1} \sim$ $\lambda_{(10)1}$, $\lambda_{(12)2} \sim$ $\lambda_{(20)2}$, $\lambda_{(22)3} \sim$ $\lambda_{(30)3}$, $\lambda_{(32)4} \sim$ $\lambda_{(40)4}$)는 집단 간 동일성 제약.	상동	상동	상동	상동
3. 일차 & 이차요인의 단위불변성 (MI-FSOF)	상동	상동	상동	한 개의 경로(γ_{11})를 1에 고정. 나머지 경로(γ_{21} , γ_{31} , γ_{41})는 집단 간 동일성 제약.	상동
4. 일차요인의 영점불변성 (SI-FOF)	상동	요인당 한 개씩 문항의 절편(ν_1 , ν_{11} , ν_{21} , ν_{31})을 0에 고정. 나머지 문항들의 절편(ν_2 $\sim \nu_{10}$, $\nu_{12} \sim \nu_{20}$, $\nu_{22} \sim \nu_{30}$, $\nu_{32} \sim$ ν_{40})은 집단 간 동일성 제약.	상동	상동	상동
5. 일차 & 이차요인의 영점불변성 (SI-FSOF)	상동	상동	요인절편 α_1 , α_2 , α_3 , α_4 의 집단 간 동일성 제약	상동	한 집단에서 외로움(이차) 요인의 평균 κ_1 을 0에 고정. 나머지 집단들에서 κ_1 은 자유모수

constraints) 상황을 보여준다.

표 1에 열거된 5가지 측정불변성 모형들은 순차적으로 내포관계(nested relationships)를 가진다(모형 1 > 모형 2 > 모형 3 > 모형 4 > 모형 5). 부록에 모수들에 대한 동일성 제약이 가장 많이 적용되는(즉, 모형자유도가 가장 높은) “5. 일차 & 이차요인의 영점불변성(SI-FSOF)” 모형을 검증하기 위한 Mplus Version 8 프로그램 코드가 제시되었다. 모형 5보다 더 적은 수의 동일성 제약이 적용되는 모형의 측정불변성을 검증하기 위해서는 부록에 제시된 Mplus 프로그램 코드에서 모수들의 동일성 제약을 표 1을 참고하여 적절히 해제하면 된다. 예를 들어, 모형 3 “일차 & 이차요인의 단위불변성(MI-FSOF)”을 검증하기 위해서는 부록에 제시된 Mplus 프로그램 코드에서 문항절편(ν_i)과 요인절편(α_j)의 집단 간 동일성 제약을 정의하는 (INTCPT01-INTCPT36)와 (INTCPT37-INTCPT40)를 세 연령집단의 모형 기술에서 각각 제거하고, 중년집단과 노년집단의 이차요인(외로움) 평균 κ_1 을 0에 고정한다(즉, [LONELY*]를 [LONELY@0]으로 수정).

표 1에 제시된 5가지 측정불변성 모형의 합치도 판단기준은 CFI와 RMSEA를 이용하였다. CFI의 크기가 .90보다 크면 모형합치도가 양호한 것으로 판단하고, 내포관계를 가진 두 개 모형의 CFI 차이(ΔCFI)가 .01보다 크지 않으면 두 모형의 합치도에 차이가 없다고 판단하였다. 또한 RMSEA가 .08보다 작고, 그것의 신뢰구간의 상한계가 .10을 초과하지 않으면 모형합치도가 양호하다는 판단을 하였다.

결 과

성별집단과 연령집단에 따른 L-SOCF 척도 점수의 분포

L-SOCF 척도 총점과 요인점수의 기술통계가 표 2에 제시되었다. L-SOCF 척도의 4개 요인점수와 총점에서 성별집단 간 차이는 없었다. 연령집단의 평균은 위축된 사교성 요인($F_{2,617} = 8.19, p < .01$)과 자기가치감 요인($F_{2,617} = 6.91, p < .01$)에서 연령집단 간 유의미한 차이가 있었다. 청년집단이 위축된 사교성(25.55)과 자기가치감(23.73)에서 중년집단(23.86, 22.34)과 노년집단(23.23, 22.25)에 비해 높은 외로움을 나타내었다. 그러나, 외로움 총점에서는 연령집단 간 유의미한 평균차이가 나타나지 않았다($F_{2,617} = 2.34, p > .05$).

성별집단 간 측정불변성

L-SOCF 척도의 성별집단 간 측정불변성을 검증한 결과가 표 3에 제시되었다. 다섯 가지 측정불변성 모형의 CFI가 모두 .90보다 크게 산출되었고, RMSEA가 모두 .08보다 작았으며, 그것의 90% 신뢰구간의 상한계(upper bound)가 .10을 초과하지 않았다. 더불어서 더 조밀한 집단 간 동일성 제약이 적용된 모형의 CFI가 동일성 제약이 더 적은 앞선 모형의 CFI에 비하여 낮아지는 정도(ΔCFI)가 .01보다 더 큰 경우가 나타나지 않았다.

연령집단 간 측정불변성

세 개의 연령집단에서 L-SOCF 척도의 측정불변성을 검증한 결과가 표 4에 제시되었다. 성별집단 간 측정불변성과 마찬가지로 다섯 가지 측정불변성 모형의 CFI가 모두 .90

표 2. 성별집단과 연령집단에 따른 L-SOCF 척도 점수의 분포

성별	연령 ¹	N	외로움 척도 점수				
			소원감	고립감	위축된 사교성	자기가치감 ²	외로움 총점 ³
남자	청년	125	22.94(6.45)	21.25(5.68)	24.54(6.61)	23.08(5.24)	91.80(20.70)
	중년	117	24.52(5.64)	21.65(4.96)	24.52(5.23)	22.57(4.51)	93.27(17.65)
	노년	62	23.16(6.77)	20.19(5.00)	21.95(5.39)	21.48(4.17)	86.79(19.05)
	전체	304	23.59(6.24)	21.19(5.28)	24.00(5.94)	22.56(4.78)	91.34(19.32)
여자	청년	129	23.19(5.98)	21.24(4.92)	26.53(6.26)	24.36(4.29)	95.33(17.02)
	중년	124	22.80(5.52)	19.77(4.79)	23.23(5.30)	22.13(4.74)	87.93(17.38)
	노년	63	24.59(6.03)	21.05(5.25)	24.49(6.16)	23.00(4.79)	93.13(19.48)
	전체	316	23.32(5.84)	20.62(4.97)	24.83(6.05)	23.22(4.67)	91.99(17.94)
전체	청년	254	23.07(6.21)	21.24(5.29)	25.55(6.50)	23.73(4.81)	93.59(18.96)
	중년	241	23.64(5.64)	20.68(4.95)	23.86(5.30)	22.34(4.63)	90.52(17.68)
	노년	125	23.88(6.43)	20.62(5.13)	23.23(5.91)	22.25(4.54)	89.98(19.45)
	전체	620	23.45(6.04)	20.90(5.13)	24.43(6.01)	22.89(4.73)	91.67(18.62)

1. 연령집단: 청년(18 ~ 39세), 중년(40 ~ 59세), 노년(60 ~ 75세)
 2. 자기가치감 점수는 문항에 대한 응답을 역코딩한 후 합산한 점수임. 따라서 점수가 높을수록 높은 외로움을 나타냄.
 3. 전체 척도 총점(소원감 + 고립감 + 위축된 사교성 + 자기가치감)
- 표 안의 숫자는 평균(표준편차)임.

표 3. L-SOCF 척도 이차요인모형의 성별집단 간 불변성 검증

모형	$\chi^2(df)$	$\Delta\chi^2(df)$	CFI	ΔCFI	TLI	RMSEA(90% CI)
CI	2,526.15(1,472)		.916		.911	.048(.045 ~ .051)
MI-FOF	2,560.60(1,508)	34.45(36)	.916	.000	.913	.047(.044 ~ .051)
MI-FSOF	2,561.79(1,511)	1.19(3)	.916	.000	.913	.047(.044 ~ .050)
SI-FOF	2,641.88(1,547)	80.09(36)**	.913	.003	.912	.048(.045 ~ .051)
SI-FSOF	2,661.77(1,550)	19.89(3)**	.911	.002	.911	.048(.045 ~ .051)

모형: CI = 구성불변성(configural invariance), MI-FOF = 일차요인의 단위불변성(metric invariance - first order factor), MI-FSOF = 일차 & 이차요인의 단위불변성(metric invariance - first & second order factor), SI-FOF = 일차요인의 영점불변성(scalar invariance - first order factor), SI-FSOF = 일차 & 이차요인의 영점불변성(scalar invariance - first & second order factor)

** $p < .01$

표 4. L-SOCF 척도 이차요인모형의 연령집단 간 불변성 검증

모형	$\chi^2 (df)$	$\Delta\chi^2 (df)$	CFI	ΔCFI	TLI	RMSEA(90% CI)
CI	3,283.85(2,208)		.918		.913	.049(.045 ~ .052)
MI-FOF	3,391.01(2,280)	107.01(72)**	.915	.003	.913	.049(.045 ~ .052)
MI-FSOF	3,400.53(2,286)	9.52(6)	.915	.000	.913	.049(.045 ~ .052)
SI-FOF	3,605.95(2,358)	205.42(72)**	.905	.010	.906	.051(.047 ~ .054)
SI-FSOF	3,654.23(2,364)	48.28(6)**	.902	.003	.903	.051(.048 ~ .055)

연령집단: 청년(18 ~ 39세), 중년(40 ~ 59세), 노년(60 ~ 75세)

모형: CI = 구성불변성(configural invariance), MI-FOF = 일차요인의 단위불변성(metric invariance - first order factor), MI-FSOF = 일차 & 이차요인의 단위불변성(metric invariance - first & second order factor), SI-FOF = 일차요인의 영점불변성(scalar invariance - first order factor), SI-FSOF = 일차 & 이차요인의 영점불변성(scalar invariance - first & second order factor)

** $p < .01$

다 크게 산출되었고, RMSEA 가 모두 .08보다 작았으며, 그것의 90% 신뢰구간의 상한계(upper bound)가 .10을 초과하지 않았다. 일차요인의 영점불변성 모형(SI-FOF)의 합치도가 일차 & 이차요인의 단위불변성(MI-FSOF)의 합치도보다 낮아지는 정도가 내포관계를 가진 모형들 사이에 더 좋은 모형을 선택하는 기준의 경계선에서 나타났지만($\Delta CFI = .01$), 전체적으로는 더 조밀한 집단 간 동일성 제약이 적용된 모형의 CFI가 동일성 제약이 더 적은 앞선 모형의 CFI에 비하여 낮아지는 정도(ΔCFI)가 .01보다 더 큰 경우가 나타나지 않았다.

연령집단 간 측정불변성 모형 중 일차요인의 영점불변성 모형(SI-FOF)은 모형합치도 판단을 위해 정한 CFI 기준(> .90)과 RMSEA 기준(< .08)을 충족하지만, 내포관계를 가진 모형들 사이에 더 좋은 모형을 선택하기 위해 정한 기준($\Delta CFI = .01$)의 경계선에서 모형합치도를 나타내었다. 이 결과는 문항절편들(수

식(1)의 ν_i)이 연령집단들 사이에서 다소간의 가변성을 가질 가능성을 암시한다. 문항절편의 연령집단 간 가변성의 소제와 정도를 가늠하기 위하여, 문항절편에 동일성 제약이 가해지지 않은 일차 & 이차요인의 단위불변성 모형(MI-FSOF)에서 문항절편 추정치들을 추출하여 연령집단 간 차이를 계산한 것이 표 5에 제시되었다.

표 5는 MI-FSOF 모형을 이용하여 추정된 L-SOCF 척도 문항들의 절편에 대하여 연령집단 간 차이를 계산한 것이다. 예를 들어, 소원감 요인의 10개 문항의 절편 추정치는 청년집단과 중년집단에서 평균적으로 .04($sd = .08$)의 차이를 가지고, 중년집단과 노년집단에서는 평균적으로 -.02($sd = .07$)의 차이를 가지며, 청년집단과 노년집단에서는 평균적으로 .02($sd = .12$)의 차이를 가진다. 만약 L-SOCF 척도의 연령집단 간 영점불변성이 완벽하다면, 표 5에 제시된 문항절편의 집단 간 차이 평균들은 모두 0이어야 한다. 표 5에 제시된 모든

표 5. MI-FSOF 모형에서 추정된 문항절편의 연령집단 간 차이의 평균과 표준편차

연령집단 ¹ 대비	소원감 ²	고립감 ²	위축된 사교성 ²	자기가치감 ²	외로움 총점 ³
청년 — 중년	.04(.08)	.05(.06)	.02(.10)	.01(.12)	.03(.09)
중년 — 노년	-.02(.07)	.02(.04)	-.01(.06)	.06(.06)	.01(.07)
청년 — 노년	.02(.12)	.08(.08)	.01(.11)	.06(.13)	.04(.11)

1. 연령집단: 청년(18 ~ 39세), 중년(40 ~ 59세), 노년(60 ~ 75세)
 2. 요인별로 기재된 숫자들은 10개 문항절편 추정치들의 연령집단 간 차이의 평균(표준편차)임.
 3. 총점에 기재된 숫자들은 40개 문항절편 추정치들의 연령집단 간 차이의 평균(표준편차)임.
- 이 표에 제시된 모든 평균에 대하여 문항 모집단에서 절편의 연령집단 간 차이 평균이 0이라는 영가설 ($H_0: \mu_{\nu_{i1} - \nu_{i2}} = 0$)에 대한 t 검증을 실시하였고, 모든 검증에서 영가설이 기각되지 않았다($p > .05$).

평균은 문항 모집단에서 절편의 연령집단간 차이 평균이 0이라는 영가설($H_0: \mu_{\nu_{i,1} - \nu_{i,2}} = 0$)을 기각할 정도로 유의미하게 크거나, 유의미하게 작지 않았다($p > .05$). 따라서, L-SOCF 척도의 문항절편들(수식(1)의 ν_i)이 연령집단들 사이에서 다소간의 가변성을 가진다 하더라도, 그 가변성이 특정 연령집단에 대해서 체계적인 반응 편향성(biasedness)을 초래할 정도는 아닌 것으로 판단된다. 결론적으로, L-SOCF 척도는 청년, 중년, 노년의 세 연령집단 간 구성불변성, 단위불변성을 충족하고, 전체적으로 영점불변성 또한 충족하는 외로움 측정척도이며, 각기 다른 연령집단들에서 동일한 구성개념을 동일한 단위와(잠정적으로) 동일한 영점을 이용하여 측정한다고 말할 수 있다.

논 의

본 연구에서는 L-SOCF 척도의 타당화를 위해 수집된 자료를 이용하여 그 외로움 척도의 성별집단 간 측정불변성과 연령집단 간 측정불변성을 검증하였다. 그 결과, L-SOCF 척

도는 성별집단 간 구성불변성, 단위불변성, 그리고 영점불변성을 모두 충족하는 외로움 측정척도인 바, 여성집단과 남성집단에서 동일한 요인구조를 가지고, 동일한 단위와 동일한 영점을 이용하여 외로움을 측정하는 척도로 확인되었다. L-SOCF 척도가 남자집단과 여자집단에서 동일한 단위를 이용하여 외로움을 측정한다는 것은 사람들이 주관적으로 경험하는 잠재요인(소원감, 고립감, 위축된 사교성, 자기가치감)이 1단위 변할 때 동반되는 문항 반응의 변화가 남자집단과 여자집단에서 동일하다는 것을 의미한다. L-SOCF 척도가 남자집단과 여자집단에서 동일한 영점을 이용하여 측정한다는 것은 남자와 여자가 주관적으로 경험하는 잠재요인이 동일하면 그들의 문항반응이 또한 동일하게 나타난다는 것이고, 따라서 L-SOCF 척도가 응답자의 성별에 따른 상대적인 편향성(biasedness)을 가지지 않는다는 것을 의미한다.

L-SOCF 척도의 연령집단 간 측정불변성은 응답자를 연령에 따라 청년, 중년, 노년의 세 개의 집단으로 나누어 검증하였다. 연령은 연속변인이기 때문에 범주화하기 위한 절단점에

따라 측정불변성이 현저히 달라질 수 있다. 그러한 이유로 중개변인이 연령과 같은 연속변인인 경우에는 MG-CFA 대신에 중개요인분석(moderated factor analysis)을 이용하여 측정불변성을 검증할 것이 제안되었다(Bauer, 2017; Hildebrandt et al., 2016; Molenaar et al., 2010). 중개요인분석은 요인모형의 모수들(parameters)이 연속적인 중개변인의 수준에 따라 변동하지 않는다는 가정을 검증하기 위해 모수들을 중개변인의 직접적인 함수로 가정하는 분석들이다(Purcell, 2002; Bauer & Hussong, 2009). 이 가정이 충족되면 측정불변성이 존재한다고 본다. 예를 들어, 중개요인분석은 문항의 영점불변성을 $\hat{\nu}_i = \nu_0 + \kappa X$ 를 이용하여 검증한다. 회귀계수 κ 는 문항절편 ν_i 에 대한 연속변인 X 의 효과를 반영한다. 만약 κ 가 유의하지 않으면 문항절편이 X 의 수준에 따라 불변한다는 것이고, 따라서 문항의 영점불변성이 확인되는 것이다. 중개요인분석에 의한 연령불변성 검증은 연령을 임의적인 범주로 구분하지 않고 척도의 요인구조 모형에 포함되는 모수들(요인부하, 문항절편 등)에 대한 연령의 효과를 직접 검증할 수 있다는 장점이 있지만, 척도 전체의 불변성이 아니라 각 문항의 불변성을 검증하는 것이기 때문에 많은 심리척도들에 대해 비현실적으로 엄격한 측정불변성 검증이 될 수 있다. 만약, L-SOCF 척도의 연령불변성을 중개요인분석에 의해 검증한다면, 40개 문항 각각에 대하여 18세부터 75세까지의 연령범위에 걸친 불변성을 검증하는 것인 바, 몇개의 문항이 어떤 범위의 연령대에서 측정불변성을 가질 때 척도의 연령불변성을 인정할 것인가에 대한 모호성이 발생하게 된다. 또한 L-SOCF 척도의 사용에서 연령 간에 외로움을 비교하는 경우에는 거의 언제

나 문항 수준에서의 비교가 아니라 척도 전체 점수의 비교가 될 것이므로 문항의 측정불변성이 척도의 타당도를 위하여 필수적인 것은 아니다. 그러한 이유로, 본 연구에서는 연령집단을 청년집단, 중년집단, 노년집단으로 나누고, L-SOCF 척도의 연령집단 간 측정불변성을 검증하였다. 그 결과, L-SOCF 척도는 연령집단 간 구성불변성, 단위불변성, 그리고 영점불변성을 모두 충족하는 외로움 측정척도인 것으로 판단되었다.

세 개의 연령집단에서 L-SOCF 척도의 측정불변성을 검증한 결과, 일차요인의 영점불변성 모형(SI-FOF)의 합치도가 일차 & 이차요인의 단위불변성(MI-FSOF)의 합치도보다 낮아지는 정도가 내포관계를 가진 모형들 사이에서 더 좋은 모형을 선택하는 기준의 경계선에서 나타났다($\Delta CFI = .01$). 이 결과는 문항절편들이 연령집단들 사이에서 다소간의 가변성을 가질 가능성을 암시한다. 이 가능성을 확인하고, 문항절편의 연령집단 간 가변성의 소재와 정도를 가늠하기 위하여, 문항절편에 동일성 제약이 가해지지 않은 일차 & 이차요인의 단위불변성 모형(MI-FSOF)에서 문항절편 추정치들을 추출하여 연령집단 간 차이를 계산하였다(표 5). 그 결과, 문항 모집단에서 절편의 연령집단간 차이 평균이 0이라는 영가설($H_0: \mu_{\nu_{i,1}} - \nu_{i,2} = 0$)을 기각할 정도로 유의미하게 크거나, 유의미하게 작지 않았고, 따라서 L-SOCF 척도의 문항절편들이 연령집단들 사이에서 다소간의 가변성을 가진다 하더라도, 그것이 특정 연령집단에 대해서 체계적인 반응 편향성(biasedness)을 초래할 정도는 아닌 것으로 판단되었다. 그러나 L-SOCF 척도 일차요인의 영점불변성은 새로운 표본에서 확실하게 재검증될 필요가 있다.

앞서 논문의 초두에서 언급한 바와 같이, 외로움 정서는 인간이 사회적 협동과 연대를 통해 생존과 번식을 해오는 과정에서 획득된 적응기제의 하나로 생각된다. 외로움 정서가 적응기제이기 때문에 개인을 둘러싼 주변의 사회적 상황이 변화하는 것에 따라 외로움의 요인들(소원감, 고립감, 위축된 사교성, 자기가 치감)이 민감하게 변화할 수 있다. 젊은 계층이 사회생활에 들어서는 연령대인 20대에는 사회에서의 경험 부족과 사회적 기술의 부족, 그리고 사회 내에서 자신의 위치 및 위상에 대한 불확실성을 경험하므로 사회적 행동을 자제하거나 억제하는 경우가 많고, 그러한 사회적 억제 및 소극성 즉, 위축된 사교성이 외로움을 초래할 수 있을 것이고, 그 때문에 젊은 계층에서 은둔형 외톨이와 같은 사회현상이 나타나는 것으로 추정된다. 반면, 연령이 증가하면서 사회적 경험과 기술도 함께 증가하여 위축된 사교성은 감소하는 반면, 혼인을 통해 자녀양육을 비롯한 핵가족의 생활에 몰두하게 되면서 다양한 대인관계에서 경험할 수 있는 여러 가지 사회적 욕구가 포기되는 경우도 점차로 많이 경험하게 되어 소원감이 증가하는 경향을 보일 수 있다. 또한 60대 연령으로 넘어가면서 배우자와 사별하는 여성의 숫자가 급격히 증가하고, 그 결과 60대 이상 연령의 여성이 동년배의 남성보다 외로움을 더 많이 경험할 것으로 예상된다. 인간의 진화과정에서 획득된 적응기제로써의 외로움이 사회적 상황의 변화에 따라 예상되는 양상 혹은 발달추세를 확인하기 위해서는 외로움의 요인들을 측정하는 L-SOCF 척도의 총점 및 요인점수의 의미가 성별과 연령대에 걸쳐 일관되게 해석될 수 있어야 한다. 본 연구에서 확인된 L-SOCF 척도의 측정불변성은 L-

SOCF 척도가 현실계의 외로움 현상을 매우 예민하게 포착하는 척도이고, 외로움의 성별 집단 간 비교를 위해 유용하며, 외로움의 종단적 변화를 이해하기 위한 연구에 활용될 수 있다는 것을 의미한다.

참고문헌

- Bauer, D. J. (2017). A more general model for testing measurement invariance and differential item functioning. *Psychological Methods, 22*(3), 507-526.
<https://doi.org/10.1037/met0000077>
- Bauer, D. J., & Hussong, A. M. (2009). Psychometric approaches for developing commensurate measures across independent studies: Traditional and new models. *Psychological Methods, 14*(2), 101-125.
<https://doi.org/10.1037/a0015583>
- Bentler, P. M. (1990). Comparative Fit Indexes in Structural Models. *Psychological Bulletin, 107*(2), 238-246.
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Bialosiewicz, S., Murphy, K., & Berry, T. (2013). *An introduction to measurement invariance testing: Resource packet for participants*.
<http://comm.eval.org/HigherLogic/System/DownloadDocumentFile.ashx?DocumentFileKey=63758fed-a490-43f2-8862-2de0217a08b8>
- Cacioppo, J. T., Cacioppo, S., & Boomsma, D. I. (2013). Evolutionary mechanisms for loneliness. *Cognition & Emotion, 28*(1), 3-21.
<https://doi.org/10.1080/02699931.2013.837379>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit

- indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504.
<https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255.
https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Department for Digital, Culture, Media and Sport (2018). *A connected society: A Strategy for tackling loneliness - laying the foundations for change*.
https://assets.publishing.service.gov.uk/media/5fb66cf98fa8f54aafb3c333/6.4882_DCMS_Loneliness_Strategy_web_Update_V2.pdf
- Hawkey, L. C., & Cacioppo, J. T. (2010). Loneliness matters: a theoretical and empirical review of consequences and mechanisms. *Annals of Behavioral Medicine: a Publication of the Society of Behavioral Medicine*, 40(2), 218-227.
<https://doi.org/10.1007/s12160-010-9210-8>
- Hildebrandt, A., Lüdtke, O., Robitzsch, A., Sommer, C., & Wilhelm, O. (2016). Exploring factor model parameters across continuous variables with local structural equation models. *Multivariate Behavioral Research*, 51(2-3), 257-258.
<https://doi.org/10.1080/00273171.2016.1142856>
- Holzinger, K. J., & Swineford, F. (1939). A study in factor analysis: The stability of a bi-factor solution. *Supplementary Educational Monographs*, 48, , xi + 91.
<https://psycnet.apa.org/record/1939-04445-001>
- Horn, J. L., & McArdle, J. J. (1992). A practical and theoretical guide to measurement invariance in aging research. *Experimental Aging Research*, 18(3), 117-144.
<https://doi.org/10.1080/03610739208253916>
- Hur, J. H., & Kim, J. S. (2014). Development and validation of the loneliness scale for adolescents(LSA). *Korean Journal of Counseling*, 15(4), 1549-1570.
<https://kiss.kstudy.com/Detail/Ar?key=3270886>
- Jöreskog, K. G. (1971). Simultaneous factor analysis in several populations. *Psychometrika*, 36, 409-426.
<https://doi.org/10.1007/BF02291366>
- Lee, S. E. (2019). Development of the Korean Geriatric Loneliness Scale (KGLS). *Journal of Korean Academy of Nursing*, 49(5), 643-654.
<https://doi.org/10.4040/jkan.2019.49.5.643>
- Lim, M. H., Eres, R., & Vasani, S. (2020). Understanding loneliness in the twenty-first century: An update on correlates, risk factors, and potential solutions. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 55, 793-810.
<https://doi.org/10.1007/s00127-020-01889-7>
- Milfont, T. L., & Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups: Applications in cross-cultural research. *International Journal of Psychological Research*, 3(1), 111-121.
- Molenaar, D., Dolan, C. V., Wicherts, J. M., & Van Der Maas, H. L. (2010). Modeling differentiation of cognitive abilities within the higher-order factor model using moderated factor analysis. *Intelligence*, 38(6), 611-624.

- <https://doi.org/10.1016/j.intell.2010.09.002>
Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2017). *Mplus User's Guide: Statistical Analysis with Latent Variables*(8th ed.). Muthén & Muthén.
- Park, K. B., Lee, D. N., Eom, J. S., Chang, E. J., & Jeong, A. S. (2023). Development And Validation Of Loneliness, Second-Order Common Factor (L-SOCF) Scale. *Korean Journal of Social and Personality Psychology*, 37(4), 573-608.
<https://doi.org/10.21193/kjspp.2023.37.4.005>
- Purcell, S. (2002). Variance components models for gene - environment interaction in twin analysis. *Twin Research and Human Genetics*, 5(6), 554-571.
<https://doi.org/10.1375/twin.5.6.554>
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement Invariance Conventions and Reporting: The State of the Art and Future Directions for Psychological Research. *Developmental Review*, 41, 71 - 90.
<https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Rudnev, M., Lytkina, E., Davidov, E., Schmidt, P., & Zick, A. (2018). Testing measurement invariance for a second-order factor: A cross-national test of the alienation scale. *Methods, Data, Analyses: A Journal for Quantitative Methods and Survey Methodology (MDA)*, 12(1), 47-76.
<https://doi.org/10.12758/mda.2017.11>
- Russell, D. W. (1996). UCLA Loneliness Scale (Version 3): Reliability, validity, and factor structure. *Journal of Personality Assessment*, 66(1), 20-40.
https://doi.org/10.1207/s15327752jpa6601_2
- Russell, D., Peplau, L. A., & Ferguson, M. L. (1978). Developing a measure of loneliness. *Journal of Personality Assessment*, 42(3), 290-294.
https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4203_11
- Sörbom, D. (1974). A general method for studying differences in factor means and factor structure between groups. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 27(2), 229-239.
<https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1974.tb00543.x>
- Steiger, J. H., & Lind, J. C. (1980). *Statistically based tests for the number of common factors* [Conference session]. The Annual Spring Meeting of the Psychometric Society, Iowa City, IA, United States
- Turkle, S. (2011). *Life on the Screen: Identity in the Age of the Internet*. Simon and Schuster
- Zedeck, S. (Ed.). (2014). *APA dictionary of statistics and research methods*. American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/14336-000>

1차원고접수 : 2023. 12. 26

2차원고접수 : 2024. 05. 07

최종게재결정 : 2024. 06. 15

Gender and Age Invariance of the Loneliness-Second Order Factor Scale

Kwangbai Park¹⁾ Danee Lee²⁾ Jin-Sup Eom¹⁾ Ansuk Jeong³⁾

¹⁾Department of Psychology, Chungbuk National University

²⁾School of Criminal Justice, University of Cincinnati

³⁾Department of Psychology, DePaul University

In this study, the gender and age invariance of the Loneliness-Second Order Common Factor Scale(L-SOCF Scale) was examined by analyzing the scale's validation data from a sample of 620 participants, comprising both males and females, aged between 18 and 75 years. The Multiple Groups Confirmatory Factor Analysis(MG-CFA) demonstrated that the L-SOCF Scale exhibits configural, metric, and scalar invariance across gender. The MG-CFA, conducted with three age groups(Youth, Middle-aged, Senior), likewise revealed that the L-SOCF Scale maintains configural, metric, and scalar invariance across these age categories. The discussion section elucidated the rationale for assessing age invariance through the categorization of age, which was measured is originally as a continuous variable. This study affirmed that the interpretations of both the overall score and the individual factor scores of the L-SOCF Scale remain consistent across genders and various age groups.

Key words : Loneliness-Second Order Common Factor Scale(L-SOCF Scale), Measurement Invariance, Multiple Groups Confirmatory Factor Analysis(MG-CFA)

부 록

L-SOCF 척도의 일차 & 이차요인의 영점불변성 검증을 위한 Mplus 코드

```

TITLE:          SCALAR INVARIANCE (2ND ORDER) OF L-SOCF SCALE OVER 3 GROUPS OF AGE
DATA:          FILE IS L-SOCF RAW DATA (VALIDATION).TXT;
VARIABLE:     NAMES ARE SERIAL DATASET SEX AGE SE01-SE10 SI01-SI10 RS01-RS10 SW01-SW10;
              !- SERIAL = 일련번호, DATASET = 자료세트, SEX = 성별, AGE = 연령(년)
              !- SE01-SE10 = 소원감(sense of estrangement: SE)문항
              !- SI01-SI10 = 고립감(sense of isolation: SI)문항
              !- RS01-RS10 = 위축된 사교성(reduced sociability: RS)문항
              !- SW01-SW10 = 자기가치감(sense of self-worth: SW)문항
              USEVARIABLES ARE SE01-SE10 SI01-SI10 RS01-RS10 SW01-SW10 AGEGROUP;
              GROUPING IS AGEGROUP (1=YOUTH 2=MIDDLE 3=SENIOR);
              !- 연령집단 코드

DEFINE:       IF (AGE <= 39) THEN AGEGROUP=1;
              IF (AGE >= 40 AND AGE <= 59) THEN AGEGROUP=2;
              IF (AGE >= 60) THEN AGEGROUP=3;
              !- 연령집단 정의

ANALYSIS:     ESTIMATOR = MLR;
              !- 최대우도추정

MODEL:        SE BY SE01@1 SE02-SE10;
              SI BY SI01@1 SI02-SI10;
              RS BY RS01@1 RS02-RS10;
              SW BY SW01@1 SW02-SW10;
              !- 일차요인(SE, SI, RS, SW)의 정의와
              !- 각 일차요인의 첫번째 부하( $\lambda_{(1)1}$ ,  $\lambda_{(11)2}$ ,  $\lambda_{(21)3}$ ,  $\lambda_{(31)4}$ )를 1에 고정
              LONELY BY SE@1 SI RS SW;
              !- 이차요인 외로움(LONELY)의 정의와 첫번째 경로  $\gamma_{11}$ 를 1에 고정

MODEL YOUTH:  SE BY SE02-SE10 (E02-E10);
              SI BY SI02-SI10 (I02-I10);
              RS BY RS02-RS10 (S02-S10);
              SW BY SW02-SW10 (W02-W10);
              !- 일차요인부하( $\lambda_{(2)1} \sim \lambda_{(10)1}$ ,  $\lambda_{(12)2} \sim \lambda_{(20)2}$ ,  $\lambda_{(22)3} \sim \lambda_{(30)3}$ ,  $\lambda_{(32)4} \sim \lambda_{(40)4}$ )의 동일성 제약
              [SE01@0 SI01@0 RS01@0 SW01@0];
              !- 각 일차요인의 첫번째 문항의 절편( $\nu_1, \nu_{11}, \nu_{21}, \nu_{31}$ )을 0에 고정
              [SE02-SE10 SI02-SI10 RS02-RS10 SW02-SW10] (INTCPT01-INTCPT36);
              !- 나머지 다른 문항들 절편( $\nu_2 \sim \nu_{10}$ ,  $\nu_{12} \sim \nu_{20}$ ,  $\nu_{22} \sim \nu_{30}$ ,  $\nu_{32} \sim \nu_{40}$ )의 동일성 제약
              LONELY BY SI RS SW (F1 F2 F3);
              !- 이차요인 경로( $\gamma_{21}, \gamma_{31}, \gamma_{41}$ )의 연령집단 간 동일성 제약
              [SE SI RS SW] (INTCPT37-INTCPT40);
              !- 일차요인 절편( $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ )의 연령집단 간 동일성 제약
              [LONELY@0];
              !- 첫번째 연령집단에서 이차요인의 평균  $\kappa_1$ 를 0에 고정.
              !- 첫번째 연령집단을 제외한 다른 연령집단들에서는 이차요인의 평균  $\kappa_1$ 를 자유모수로 지정

MODEL MIDDLE: SE BY SE02-SE10 (E02-E10);
              SI BY SI02-SI10 (I02-I10);
              RS BY RS02-RS10 (S02-S10);
              SW BY SW02-SW10 (W02-W10);
              [SE01@0 SI01@0 RS01@0 SW01@0];
              [SE02-SE10 SI02-SI10 RS02-RS10 SW02-SW10] (INTCPT01-INTCPT36);
              LONELY BY SI RS SW (F1 F2 F3);
              [SE SI RS SW] (INTCPT37-INTCPT40);
              [LONELY*];
              !- 첫번째 연령집단을 제외한 다른 연령집단들에서 이차요인의 평균  $\kappa_1$ 를 자유모수로 지정

MODEL SENIOR: SE BY SE02-SE10 (E02-E10);
              SI BY SI02-SI10 (I02-I10);
              RS BY RS02-RS10 (S02-S10);
              SW BY SW02-SW10 (W02-W10);
              [SE01@0 SI01@0 RS01@0 SW01@0];
              [SE02-SE10 SI02-SI10 RS02-RS10 SW02-SW10] (INTCPT01-INTCPT36);
              LONELY BY SI RS SW (F1 F2 F3);
              [SE SI RS SW] (INTCPT37-INTCPT40);
              [LONELY*];

OUTPUT:
    
```