

한국판 기후변화에 대한 심리적 거리감 척도 타당화 연구

조 아 영 김 주 은[†]

충남대학교 심리학과

본 연구는 심리적 거리감 척도(Psychological Distance Scale; PDS)를 한국의 문화에 맞게 타당화하고, 요인구조 및 엄격성을 검증하기 위해 실시되었다. 전체 698명의 참가자를 대상으로 설문조사를 진행하였으며, 350명의 데이터는 탐색적 요인분석을 수행하는 데 사용하였고, 348명의 데이터는 확인적 요인분석을 수행하는 데 사용하였다. 탐색적 요인분석 결과 총 16문항이 원척도의 4요인 구조(지리적 거리감, 시간적 거리감, 사회적 거리감, 불확실성)를 유지하는 것으로 나타났다. 그러나 원척도에서 불확실성 하위요인에 해당하던 두 문항이 한국 데이터에서는 시간적 거리감에 해당하는 것을 확인하였으며, 이를 제외한 14 문항은 원척도와 동일한 요인에 부하되는 것으로 확인하였다. 이를 바탕으로 한국 문화에 적합한 구조로 재구성한 후, 확인적 요인분석을 실시한 결과, 최종 모형은 양호한 모형 적합도를 보여 구조적 타당성이 입증되었다. 또한, 연령과 성별, 자연재해 경험 여부를 기준으로 다집단 확인적 요인분석을 실시한 결과 측정불변성이 검증되었다. 본 연구에서 타당화한 척도는 우리나라 국민의 심리적 거리감 수준을 평가하는 도구로 사용될 수 있다.

주요어 : 기후변화, 심리적 거리감, 친환경적 행동, 타당화, 출전불변성

† 교신저자: 김주은, 충남대학교, 심리학과
E-mail: jueunkim@cnu.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.

서 론

기후변화는 인류가 직면한 가장 심각하고 긴급한 위기 중 하나로, 그 영향은 이미 전 세계적으로 나타나고 있다. 기후변화에 관한 정부 간 패널(Intergovernmental Panel on Climate Change; IPCC) 제6차 종합보고서에 따르면 2011 - 2020년 연평균 북극 해빙 면적은 1850년 이후 최저 수준에 도달했으며, 이는 과거 2000년 동안 유례 없이 빠른 속도이다. 한편 한국에서도 지구온난화 및 기후변동성의 증가로 인해 2010년부터 이상기후 특별 보고서를 발간하고 있으며, 관측 결과 가뭄이나 집중호우, 이상고온 등 기후변화로 인한 이상기후 현상이 발견되었다(기상청, 2022). 또한, 태풍, 호우 등 자연재난으로 인해 발생한 피해의 복구를 위해 소요되는 비용이 약 2조 649억 원에 달하는 것으로 나타났다(통계청, 2023). 더불어 온열질환자, 감염병 확산 등으로 인해 신체적 건강까지 위협을 받고 있다(환경부, 2022).

최근 연구에 따르면 기후변화는 사람들의 정신건강에도 부정적인 영향을 미친다(Clayton, 2018; Clayton & Manning, 2018). 극단적인 기후변화와 재난 경험으로 인해 슬픔, 우울, 불안, 공포 등의 부정적 정서를 경험하기도 하며(Clayton et al., 2015; Morganstein & Ursano, 2020), 재난을 경험함으로써 외상 후 스트레스 장애의 가능성이 증가하기도 한다(GCRP, 2016). 또한, 높은 기온은 공격성과 충동성을 증가시키고, 이에 따라 자살 위험도 증가한다는 보고가 있다(Carleton, 2017; Miles-Novelo & Anderson, 2019; Obradovich, Migliorini, Paulus & Rahwan, 2018).

이처럼 기후변화는 사회적, 경제적, 정신적으로 우리의 삶에 부정적인 영향을 미치고, 이는 삶의 질 저하와 직결되는 문제이기 때문에 기후변화 완화를 위한 친환경적 행동의 실천이 필요하다. 한국환경연구원의 국민환경의식조사(2023)에 따르면 기후변화가 얼마나 중요한 문제인지 묻는 설문 문항에 응답자의 82.7%가 중요하다고

응답하였으나, '다소 불편하더라도 환경친화적 행동을 우선한다'에 대한 문항에 그렇다고 응답한 비율은 전체 응답자의 61.7%로 21%p 차이 나는 것으로 나타났다. 더불어, 같은 설문에서 기후변화에 대한 사회적 인식과 개인적 인식에서도 차이가 나타났다. 기후변화가 사회 전반에 얼마나 심각한 영향을 미치는지에 대해서는 응답자의 88.4%가 심각한 문제를 야기한다고 응답하였으나, 본인에게 미치는 영향을 심각하다고 인식한 응답자는 58%에 그쳤다. 이를 통해 사회 문제로서의 기후변화 심각성은 인지하고 있으나, 이를 개인의 문제로 받아들이고 있지는 않음을 알 수 있다. 이러한 차이는 해석수준이론을 통해 설명할 수 있다.

해석수준이론(Construal Level Theory; CLT)에 따르면, 사람들은 동일한 대상과 사건에 대해서도 심리적 거리감에 따라 다른 수준의 해석을 한다(Liberman & Trope, 1998; Trope & Liberman, 2010). 구체적으로, 사람들은 특정 대상이나 사건이 심리적으로 멀다고 느낄 경우 상위수준의 해석(high-level construal)을 시도한다. 이는 정보를 간소화하여 처리하고, 추상적이기 때문에(Burgoon, Henderson & Markman, 2013) 세부적이지 않으며, 단순한 사항에 비중을 두고 해석한다(Wiesenfeld, Reyt, Brockner & Trope, 2017). 반면, 대상이나 사건이 심리적으로 가깝다고 느낄 경우, 하위수준의 해석(low-level construal)을 시도하는데 이는 대상과 관련된 행위의 세부적이고 구체적인 사항에 비중을 두고 해석한다(표 1).

표 1. 상위해석수준과 하위해석수준의 차이

| 상위해석수준 (면 심리적 거리감) | 하위해석수준 (가까운 심리적 거리감) |
|------------------------|-------------------------|
| 추상적(Abstract) | 구체적인(Concrete) |
| 간단한(Simple) | 복합적인(Complex) |
| 비맥락적(Decontextualized) | 맥락적(Contextualized) |
| 포괄적(Superordinate) | 종속적(Subordinate) |
| 바람직성(Desirability) | 실현 가능성(Feasibility) |

이렇듯 해석수준을 결정하는 데 영향을 미치는 심리적 거리감은 어떠한 현상에 대한 지리적(어디에서 발생하는가), 사회적(누구에게 발생하는가), 시간적(언제 발생하는가), 불확실성(발생 여부에 대한 해석)의 네 가지 차원에서 종합적이고, 주관적인 인상으로 구성된다(McDonald, Chai & Newell, 2015; Spence & Pidgeon, 2010; Spence, Poortinga & Pidgeon, 2012; Trope & Liberman, 2003). ‘지리적 거리감’은 기후변화로 인해 영향을 받는 지역이 개인과 물리적으로 얼마나 떨어져 있는지를 의미한다. 예를 들어, 기후변화로 인한 피해가 면 지역에서 발생한다고 생각하는 것은 지리적 거리감이 큰 것으로 해석된다. ‘시간적 거리감’은 기후변화의 영향을 받는 상황이 시간적으로 얼마나 떨어져 있는지 인식하는 정도로, 시간적 거리감이 클 경우 기후변화의 영향을 미래세대의 문제로 간주한다. ‘사회적 거리감’은 자신의 특성(국적, 사회적 지위 등)과 유사한 정도에 기반하여 거리감을 형성한다. 즉, 자신과 유사한 특성을 지닌 사람들이 기후변화의 영향을 많이 받을 것이라고 인식할수록 사회적 거리감은 낮게 지각된다. ‘불확실성’은 기후변화가 현재 발생하고 있는지, 또는 앞으로 발생 가능한 일인지에 대한 인식이다.

선행연구에 따르면 기후변화에 대한 심리적 거리감의 증가는 추상적인 해석을 촉진하여(함승경, 김혜정, 김영욱, 2020), 기후변화 문제 완화를 위한 행동 동기를 약화하는 것으로 나타났다(Gifford, 2011). 이러한 맥락에서 심리적 거리감은 친환경적 행동 참여를 저해하는 장벽이 되는 것으로 지적되어 왔다(Lorenzoni & Pidgeon, 2006; Scannell & Gifford, 2013; Schuldt, Rickard & Yang, 2018). 캐나다의 실험연구에 따르면 심리적 거리감이 높은 집단에서 기후변화에 대응하는 행동이 더 낮게 나타났다(Scannell & Gifford, 2011). 구체적으로 심리적 거리감을 가깝게 만드는 지역적 메시지(기후변화가 거주지역인 캐나다와 직접적 관련)를 강조한 집단과 심리적 거리감을 멀게 만드는 글로벌 메시지(기후변화로

인한 전 지구적 영향)를 강조한 집단을 비교하였을 때, 글로벌 메시지 집단이 대응 행동 수준이 더 낮게 나타났다.

그러나 현재까지 심리학 분야에서 심리적 거리감을 통한 기후변화 연구들은 대부분 국외에서 실시되었으며(Liberman & Trope, 2014; Spence et al., 2012; Trope, Liberman & Waksłak, 2007), 국내 연구는 상대적으로 부족한 실정이다. 기존 국내 연구들은 외국의 척도를 참고하여 수정·활용하였으나, 체계적인 번안 과정과 타당화 과정을 거치지 않고 척도를 사용하였다(김영욱, 박단아, 민혜민, 2018; 김영욱, 이하나, 김혜인, 문현지, 2018). 또 다른 연구에서는 해석수준이론에 근거하여 구성된 심리적 거리감의 4차원 중 특정 하위요인에 해당하는 문항만 활용하였다(신별, 김가람, 김태경, 조수영, 2024; 임인재, 나은영, 2021; 함승경 등, 2020). 이러한 접근은 심리적 거리감의 전체적 구조를 충분히 반영하지 못하며, 심리적 거리감을 부분적으로만 측정했다는 한계를 지닌다. 이러한 한계를 극복하기 위해서는 체계적인 번안 과정을 통해 문항을 분석하고, 심리적 거리감 척도를 국내 실정에 맞게 타당화하는 과정이 필요하다.

본 연구에서는 Jones, Hine & Marks(2017)의 Psychological Distance 척도를 번안하고, 한국판으로 타당화하는 것을 목적으로 한다. Jones 등(2017)의 연구에서는 해석수준이론에 기반한 심리적 거리감의 4차원을 체계적으로 측정할 수 있도록 각 하위요인 당 3 - 4문항으로 구성하여 신뢰도를 안정적으로 측정할 수 있는 척도를 개발하였다. 개발 논문에서는 호주 데이터를 사용하였으며, 탐색적 요인분석을 통해 심리적 거리감의 4요인 구조가 이론과 같이 유지됨을 입증하였는데, 국내에서도 심리적 거리감 척도가 4요인 구조를 유지되는지와 신뢰도를 유지하는지를 검토하는 것이 필요하다.

이와 더불어 본 연구는 인구통계학적 정보(연령, 성별) 및 자연재해 경험 여부에 따라 심리적 거리감이 동일한 요인구조를 나타내는지 확인하

기 위해 측정불변성을 검증하고자 한다. 선행연구에 따르면 저연령층보다 고연령층에서 더 가까운 거리감을 나타내며(합승경 등, 2020), 남성보다 여성이 기후변화에 대한 위험을 더 크게 지각한다(박이례, 유나리, 2021; Van der Linden, 2015). 또한, 자연재해 경험은 사망, 외상, 재산 손실 등과 관련한 심리적 고통을 초래하여 정신 건강 부담을 초래할 수 있다(Heanoy & Brown, 2024; Hrabok, Delorme & Agyapong, 2020). 재해 경험은 그 자체로 외상후 스트레스 장애와 우울을 유발할 수 있으며(Clayton et al., 2015; Morganstein & Ursano, 2020), 자연재해의 피해가 예측 불가능하다는 특성으로 인해 개인이 불안을 경험할 수도 있다(Makwana, 2019). 이러한 심리적 상태는 심리적 거리감의 수준과 그 구조에 영향을 줄 수 있다. 예를 들어, 과거에 홍수를 경험한 개인은 이에 대해 더 우려하며, 그 결과 심리적 거리감이 감소하는 것으로 나타났다(Rasool, Rana & Ahmad, 2022). 이러한 선행연구를 기반으로 연령대, 성별, 자연재해 경험 여부에 따라 척도의 구조가 유지되는지 검증함으로써, 척도의 엄격성을 검증하는 과정이 필요하다.

본 연구에서는 Jones 등의 척도를 번안-역번안하는 과정을 거쳐 예비 문항을 구성하여, 한국에 거주하는 성인 350명을 대상으로 탐색적 요인분석과 신뢰도 검증을 실시하였다. 이후 예비 검사의 표본과 다른 348명의 성인을 대상으로 확인적 요인분석을 실시함으로써 타당도를 검증하였다. 또한, 타당화한 척도가 다른 특성을 지닌 집단에서도 동일하게 적용되는지 확인하기 위해 인구통계학적 정보(연령대, 성별)와 자연재해 경험 여부를 바탕으로 다집단 확인적 요인분석(Multi-group Confirmatory Factor Analysis; MGCFCA)을 실시하였다.

방법

연구대상

본 연구에서는 한국에 거주하는 만 19세 이상부터 만 60세 미만의 성인을 대상으로 온라인 설문을 실시하였다. 온라인 설문을 시작하기 전 해당 연구의 목적과 설문 중단에 대한 내용을 안내하였다. 응답 도중 중단을 원하는 경우 중단할 수 있으며, 중단에 대해 어떠한 불이익도 없음을 고지하였다. 설문은 약 20분간 진행되었으며, 참가에 대한 보상으로 약 5000원가량의 커피 상품권을 제공하였다. 설문을 통해 715명의 데이터를 수집하였고, 이 중 개인정보 사용에 동의하지 않은 17명을 제외한 총 698명의 데이터를 분석하였다. 본 연구는 연구윤리심의위원회(IRB)로부터 연구 승인을 받아 진행되었다(202303-SB-050-01).

위와 같이 수집한 자료는 탐색적 요인분석($n = 350$)과 확인적 요인분석($n = 348$)에 무선 할당하였다. 두 집단 모두 300명 이상의 표본 수를 확보하였는데, 이는 요인분석의 신뢰도 확보에 권장되는 기준을 충족하는 것으로 볼 수 있으며(Tabachnick & Fidell, 1996; Tinsley & Tinsley, 1987), 참가자 대 변인의 최소 비율인 5:1을 만족하였다(Tabachnick & Fidell, 2007).

측정도구

문항 번안

원 저자인 Jones에게 번안 허가를 받은 후 Psychological Distance 척도(2017)의 번역-역번역 절차를 시행하였으며, 문화적 수용성 검토 과정 및 언어적 조정 절차를 걸쳤다. 이 과정에서는 총 6명이 참가하였으며, 크게 세 단계로 나누어 진행하였다.

먼저, 심리학과 석사과정생 2명이 독립적으로 한국어로 번역하였다. 이 과정에서는 단순한 직역이 아닌 원문의 의미를 해치지 않으면서 일반인이 잘 이해할 수 있는 어휘를 선택하는 것을 중점으로 번역을 진행하였다. 이후 번역자 2인

이 토론을 통해 각각의 번역본을 비교 및 조정하여 통합 번역본을 제작하였다. 이후 2차적으로 한국어와 영어를 모두 능숙하게 사용하는 이중언어 사용자 2명이 번안된 문항을 역번역하였다. 역번역 과정에서는 원문에 대한 사전 정보 없이 작업하는 것이 이상적이기 때문에(Beaton, Dorcas, Guilemin, Ferraz, 2000) 본 연구에 대한 사전 정보가 없는 이중언어자를 섭외하였다. 최종적으로 영미권에서 심리학 박사 학위를 취득한 전문가 2명이 원척도의 문항과 통합 번역본, 역번역된 척도를 비교하여 의미가 왜곡되거나, 문화적으로 부적절한 표현 및 의미 전달이 불명확한 항목을 검토하였다. 또한, 한국어의 문법에 적합하게 주어, 서술어 등의 호응을 점검하고, 문장 구조 및 용어의 난이도 등을 확인하는 과정을 거쳐 문항을 수정하였다. 해당 척도는 16 문항으로 구성되어 있으며, 각 문항은 5점 리커트 척도(전혀 동의하지 않는다: 1점, 매우 동의 한다: 5점)로 측정하였다.

절차

예비검사

통계분석에는 SPSS 29.0을 이용하였다. 구체적인 분석절차는 다음과 같다. 첫째로 기술통계분석을 실시하여 수집된 데이터의 특성을 확인하였으며, 왜도와 첨도의 통계량을 확인하여 정규성을 검정하였다. 두 번째로 탐색적 요인분석(Exploratory Factor Analysis: EFA)을 수행하였다. 탐색적 요인분석의 경우 주축요인 분해법(Principal Axis Factoring; PAF)을 활용하였으며, 직접오블리민 회전방식(Direct oblimin)을 사용하였다. 또한, 요인부하량이 .4 이상일 경우 좋은 문항이라고 볼 수 있으므로(Crocker & Algina, 1986), .4 미만의 요인부하량을 나타내는 문항을 삭제 기준으로 선정하였다.

마지막으로 심리적 거리감 척도를 사용하는 데 있어 이를 신뢰할 수 있는지 확인하기 위해 신뢰도 분석을 실시하였다. 신뢰도 분석의 경우

수정된 항목-전체 상관계수(Corrected Item Total Correlation; CITC), 하위요인 별 Cronbach α , 문항 제거 시 Cronbach α 값을 확인하였다. CITC값이 .3 이하일 때 해당 문항이 전체 척도의 신뢰도를 저해한다고 판단하여 문항 삭제를 고려할 수 있다(McCoach, Gable & Madura, 2013; Nunnally, 1978). 또한, 문항 제거 시 내적합치도가 상승하는 경우 해당 문항이 하위요인의 신뢰도를 저해하는 것으로 판단한다. 따라서 본 연구에서도 .3 미만의 CITC값을 나타내는 경우와 문항 제거 시 신뢰도가 상승하는 경우를 문항 삭제 기준으로 선정하였다.

본검사

예비검사에서 실시한 탐색적 요인분석의 결과를 바탕으로 한국판 심리적 거리감 척도는 4개의 요인으로 구성되어 있음을 확인하였다. 이 결과를 활용하는 데 있어 4요인 구조가 적합한지 확인하기 위해 Mplus 8.1을 이용하여 확인적 요인분석을 실시하였다. 확인적 요인분석은 최대우도법(Maximum Likelihood method; ML)을 사용하였다. 적합도 지수로는 TLI(Tucker Lewis Index), CFI(Comparative Fit Index), RMSEA(Root Mean Square Error Of Approximation), SRMR(Standardized Root Mean Square Residual)를 사용하였다. CFI와 TLI의 값은 .9이상이면 좋은 적합도를 나타내며 (Hu & Bentler, 1999), RMSEA는 .08이하이면 좋은 적합도를 나타낸다고 볼 수 있다(MacCallum, Browne & Sugawara, 1996). SRMR은 표준화된 지수로서 .05 이하면 좋은 적합도로 볼 수 있다(Byrne, 2013; Hu & Bentler, 1999).

이후 한국판 심리적 거리감 척도의 엄격성(Robustness)을 검증하기 위해 다집단 확인적 요인분석을 통해 측정불변성을 검증하였다. Mplus 8.1을 활용하여 분석하였으며, 최대우도추정법(Maximum Likelihood Estimation; ML)을 사용하였다.

측정불변성을 검증하기 위해 4단계를 순차적으로 거쳤다(Chen, 2007; Widaman & Reise, 1997). 첫 번째 단계는 집단 간 요인구조가 동일한지

확인하는 구성개념 불변성(Configural invariance)을 검증하였다. 두 번째 단계에서는 집단 간 요인부하량이 동일한지 확인하는 요인부하량 불변성 (Metric invariance)을 검증하였으며, 이후 집단 간 절편에서 차이가 있는지 확인하는 절편 불변성 (Scalar invariance)을 검증하였다. 마지막 단계에서는 오차 분산의 동일성을 확인하는 측정오차 불변성(Residual invariance)을 검토하였다(Chen, 2007; Widaman & Reise, 1997). 이 과정에서 모델 간 모수 제약의 증가에 따른 적합도 지수의 변화를 기준으로 불변성의 성립 여부를 평가하였다. 구체적으로, 요인부하량 불변성 검증에서는 $\Delta CFI \leq .010$, $\Delta RMSEA \leq .015$, $\Delta SRMR \leq .030$ 을, 절편 불변성과 측정오차 불변성 검증에서는 $\Delta CFI \leq .010$, $\Delta RMSEA \leq .015$, $\Delta SRMR \leq .010$ 을 각각 불변성 성립 기준으로 적용하였다(Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002). 또한, 각 모형 간 적합도의 유의미한 차이가 있는지 확인하기 위해 카이제곱 차이검정을 실시하였다.

결과

예비검사

기술통계분석 및 정규성 검증

예비검사 응답자 350명의 인구통계학적 정보를 살펴보면 성별은 남성이 152명(43.4%), 여성 이 198명(56.6%)으로 나타났다. 연령대는 20대가 69명(19.7%), 30대가 112명(32%), 40대가 96명 (27.4%), 50대가 73명(20.9%)으로 나타났다. 최종 학력으로는 대학교 졸업이 253명(72.3%)으로 가장 많았다. 또한, 참여자 중 기혼인 사람이 173 명(49.4%), 미혼이 사람이 170명(48.6%), 재혼 및 기타가 7명(2%)으로 나타났다. 자연재해 경험 여부에서는 자연재해 경험이 있는 사람이 149명 (42.6%), 없는 사람이 201명(57.4%)으로 나타났다.

16문항의 예비 척도의 정규성을 확인하기 위하여 왜도와 첨도의 통계량을 확인하였다. 왜도

와 첨도의 경우 각각 절댓값이 2와 7 이내이면 정규성 가정을 충족시키는 것으로 볼 수 있다 (West, Finch & Curran, 1995). 그 결과 왜도의 절댓값 범위는 0.1 - 1.1로 나타났으며, 첨도의 절댓값 범위는 0.2 - 1.2로 나타나 모든 문항이 기준을 충족하는 것을 확인하였다.

탐색적 요인분석 및 신뢰도 검증

16문항의 요인구조를 확인하기 위해 SPSS를 이용하여 탐색적 요인분석을 실시하였다. 먼저 자료가 요인분석에 적합한지 검증하기 위해 KMO(Kaiser-Meyer-Olkin) 표본적절성 측정치와 Bartlett 구형성 검증을 실시하였다. 그 결과 KMO 값은 .84, 구형성 검증값은 $p < .001$ 로 나타나 요인분석에 적합하다고 판단하였다.

이후 적절한 요인의 수를 추출하기 위해 주축요인 분해법을 사용하여 탐색적 요인분석을 실시하였다. 스크리 도표를 살펴본 결과 요인 4를 기점으로 기울기가 크게 변화하는 것을 확인하였다. 또한 고유값(Eigenvalue)이 1 이상인 값과 요인부하량을 바탕으로 최종 요인 수를 결정하였다. 표 2에 제시된 바와 같이 고유값이 1 이상인 요인은 4개로 추출되었고, 전체 변량의 53.47%를 설명하고 있었다. 요인 1에는 총 6문항이 부하하는 것을 확인하였으며, 부하량은 .49 - .75로 나타났다. 요인 2에는 총 4문항이 부하하였으며, 부하량은 .57 - .82로 나타났다. 요인 3은 총 3문항이 부하하였으며, .78 - .80의 부하량을 나타냈다. 마지막으로 요인 4에는 총 3문항이 부하하였으며, .48 - .97의 부하량을 나타냈다. 이러한 결과를 통해 한국에서도 심리적 거리감이 4요인을 유지하는 것을 확인하였다.

각 요인명은 요인이 담고 있는 내용과 원칙도의 요인명을 고려하여 결정하였다. 요인 1은 '시간적 거리감'으로 명명하였으며, '기후변화는 현재 사람들에게 직접적인 위협이 되는 시급한 문제이다', '기후변화로 인해 현재 전 세계 사람들이 피해를 겪고 있다' 등 기후변화의 영향과 시간적 요소에 의한 내용들로 구성되었다. 요인

표 2. 심리적 거리감 척도 탐색적 요인분석 결과

| 문항 | 내용 | 요인 | | | |
|--------|---|-------|-------|-------|-------|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 |
| 6 | 최근의 기후변화가 끼친 영향을 볼 때 지금 당장 기후변화에 대처해야 한다.* | 0.75 | -0.02 | 0.02 | 0.02 |
| 5 | 기후변화는 현재 사람들에게 직접적인 위협이 되는 시급한 문제이다.* | 0.70 | 0.04 | 0.06 | -0.15 |
| 4 | 기후변화로 인해 지금 현재 전 세계 사람들이 피해를 겪고 있다.* | 0.63 | -0.02 | -0.08 | 0.09 |
| 16 | 과학자들 사이에서 기후변화가 실제로 있다는 것에 대한 많은 공통된 의견이 있다.* | 0.63 | 0.04 | -0.11 | 0.05 |
| 7 | 미래 세대에 기후변화의 영향을 더 크게 받을 가능성이 높다.* | 0.59 | 0.00 | -0.03 | 0.13 |
| 14 | 기후변화가 실제로 발생하고 있는 현상이라고 확신한다.* | 0.49 | 0.05 | 0.00 | 0.06 |
| 12 | 기후변화에 대한 과학적인 부분이 밝혀지지 않은 상태이다. | 0.01 | 0.82 | 0.02 | -0.02 |
| 13 | 기후변화의 심각성은 대부분 과장되었다. | 0.17 | 0.71 | 0.10 | -0.03 |
| 11 | 대부분의 과학자들이 기후변화의 영향에 동의하지 않는다. | -0.02 | 0.70 | 0.07 | -0.04 |
| 15 | 기후변화가 끼칠 영향이 무엇인지 확신할 수 없다. | -0.03 | 0.57 | -0.07 | 0.04 |
| 2 | 내가 거주하는 곳에서 멀리 떨어진 나라들이 가장 심각한 영향을 받게 될 것 같다. | -0.01 | -0.04 | 0.80 | 0.02 |
| 3 | 기후변화는 멀리 있는 다른 나라들에게 더 많은 영향을 끼칠 것이다. | -0.09 | 0.08 | 0.80 | 0.06 |
| 1 | 기후변화의 영향에 대해 생각할 때 멀리 떨어진 국가들이 떠오른다. | 0.04 | 0.00 | 0.78 | -0.05 |
| 8 | 나 같은 사람들이 기후변화의 영향을 가장 크게 받게 될 것이다. * | -0.12 | 0.03 | -0.02 | 0.97 |
| 9 | 기후변화는 나 같은 사람들에게 큰 영향을 미칠 가능성이 높다. * | 0.12 | -0.03 | -0.03 | 0.66 |
| 10 | ‘기후변화’라고 하면 우리나라에 어떻게 영향을 미칠지가 가장 먼저 떠오른다. * | 0.27 | -0.05 | 0.07 | 0.48 |
| 고유값 | | 4.22 | 3.26 | 1.69 | 1.07 |
| 분산비율 | | 23.27 | 17.99 | 8.21 | 4.00 |
| 누적분산비율 | | 23.27 | 41.26 | 49.47 | 53.47 |

주 1. *은 역체접 문항을 의미함.

주 2. 하위요인별로 점수의 평균을 산출하여 각 요인의 상대적 점수를 비교할 수 있음.

2는 ‘불확실성’으로 명명하였으며, ‘기후변화가 끼칠 영향이 무엇인지 확신할 수 없다’, ‘기후변화의 심각성은 대부분 과장되었다’ 등 기후변화 및 그 영향을 확신하는 정도를 측정하는 내용으로 구성되었다. 요인 3은 ‘지리적 거리감’으로 명명하였으며, ‘기후변화는 멀리 있는 다른 나라들에게 더 많은 영향을 끼칠 것이다’, ‘내가 거

주하는 곳에서 멀리 떨어진 나라들이 가장 심각한 영향을 받게 될 것 같다’ 등 자신과 기후변화로 인해 영향을 받을 지역의 거리에 대한 인식을 반영하는 내용을 포함하였다. 마지막으로 요인 4는 ‘사회적 거리감’으로 명명하였으며, ‘나 같은 사람들이 기후변화의 영향을 가장 크게 받을 것이다’, ‘기후변화는 나 같은 사람들

에게 큰 영향을 미칠 가능성이 높다' 등 자신과 유사한 특성을 지닌 집단 즉, 내집단이 기후변화의 영향을 더 크게 받을 것이라고 생각하는 내용을 포함하였다.

그러나 원척도에서는 불확실성에 부하하던 문항 14번(기후변화가 실제로 발생하고 있는 현상이라고 확신한다)과 16번(과학자들 사이에서 기후변화가 실제로 있다는 것에 대한 많은 공통된 의견이 있다)이 시간적 거리감에 부하됨을 확인하였다. 각 문항의 부하량은 각각 .49와 .63으로 .40 이상 높은 부하량을 나타냈다(Stevens, 2002; Wang & Wang, 2020).

표 3에 제시된 결과와 같이 요인분석의 결과를 반영하여 14번과 16번 문항을 시간적 거리감에 포함시킨 후 CITC, 하위요인 별 내적합치도

와 문항 제거 시 내적합치도를 살펴본 결과 CITC값이 .3 미만인 문항은 없었으며, 지리적 거리감은 0.84, 시간적 거리감은 0.82, 사회적 거리감은 0.78로 나타났으며, 불확실성은 0.81로 나타났다. 또한, 문항 제거 시 내적합치도가 크게 증가하는 문항은 없는 것으로 나타났는데, 이는 특정 문항이 척도의 일관성을 저해하지 않는다는 것을 의미한다.

본검사

확인적 요인분석

탐색적 요인분석 결과를 바탕으로 확인적 요인분석을 실시한 결과 전체 모형의 적합도는 CFI = .95, TLI = .94, RMSEA = .06, SRMR =

표 3. 심리적 거리감 척도의 신뢰도 분석결과표

| 하위요인 | 문항 | 수정된 항목-전체 상관계수 | 항목이 삭제된 경우 Cronbach α | Cronbach α |
|---------|----|----------------|------------------------------|-------------------|
| 지리적 거리감 | 1 | 0.69 | 0.79 | 0.84 |
| | 2 | 0.71 | 0.76 | |
| | 3 | 0.70 | 0.77 | |
| 시간적 거리감 | 4 | 0.60 | 0.78 | 0.82 |
| | 5 | 0.60 | 0.78 | |
| | 6 | 0.66 | 0.77 | |
| 사회적 거리감 | 7 | 0.55 | 0.79 | 0.78 |
| | 14 | 0.49 | 0.81 | |
| | 16 | 0.58 | 0.79 | |
| 불확실성 | 8 | 0.70 | 0.62 | 0.81 |
| | 9 | 0.64 | 0.69 | |
| | 10 | 0.53 | 0.80 | |
| | 11 | 0.62 | 0.76 | |
| | 12 | 0.72 | 0.71 | |
| | 13 | 0.69 | 0.72 | |
| | 15 | 0.48 | 0.83 | |

주. 음영은 원척도에서는 불확실성 하위요인에 해당하였으나, 본 연구에서는 시간적 거리감에 부하한 문항임.

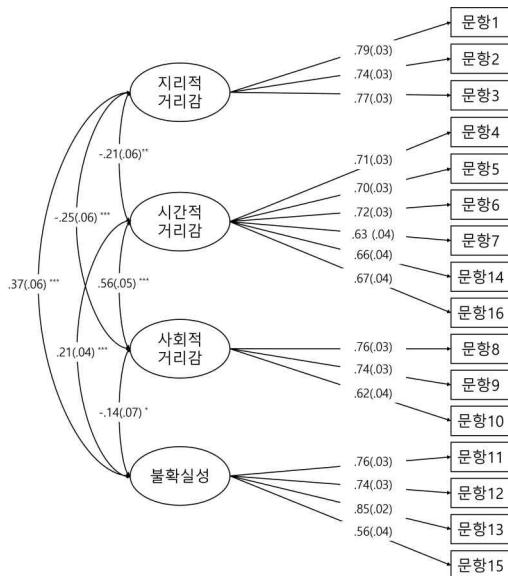


그림 1. 확인적 요인분석 결과

.05로 선행연구에서 제시한 좋은 적합도 기준을 충족하여(Browne & Cudeck, 1992; Byrne, 2013; Hu & Bentler, 1999), 4요인 구조의 타당성을 지지하였다. 그림 1에서는 심리적 거리감 척도의 구조모형도를 제시하였는데, 지리적 거리감의 경우 .74 - .79의 부하량을 나타내었으며, 시간적 거리감의 경우 .63 - .72의 요인부하량을 나타내었다. 사회적 거리감의 경우 .62 - .76 사이의 요인부하량을 나타내었으며, 불확실성은 .56 - .85의 부하량을 나타냈다. 모든 문항이 .5 이상의 요인 부하량을 나타내어, 각 문항이 해당 요인을 적절하게 설명하고 있는 것을 확인하였다 (Hair, Black, Babin & Anderson, 2010).

또한, 그림 1에서는 심리적 거리감 척도의 요인 간 상관을 확인할 수 있는데, 하위요인 간 상관이 -.25 - .56으로 낮은 정도의 상관을 보였으며(Cohen, 1988), 요인 간 상관이 .85를 초과하지 않아 변별타당도의 문제가 없는 것을 확인하였다(Kline, 2016). 구체적으로 지리적 거리감은 시간적 거리감과 -.21의 상관을 나타냈으며, 사회적 거리감과는 -.25, 불확실성과는 .37의 상관

을 보이는 것을 확인하였다. 시간적 거리감과 사회적 거리감은 .56, 불확실성과는 .21의 상관을 나타냈다. 사회적 거리감과 불확실성은 -.14의 상관을 나타냈다. 결과적으로, 심리적 거리감의 하위요인들이 서로 독립적이면서도 유의미한 상호 관련성을 가진 다차원적 구성개념임을 시사한다. 따라서 한국판 심리적 거리감 척도는 4 요인 구조가 적합함을 확인하였다.

측정불변성 검증

인구통계학적 정보(연령대, 성별)와 자연재해 경험 여부를 기준으로 다집단 확인적 요인분석을 실시한 결과 세 요인에서 모두 측정불변성이 확인되었다.

구체적으로 표 4에 제시된 연령대에 따라 측정불변성을 검증한 결과를 살펴보면, 구성개념 불변성 모형의 적합도 지수는 $\chi^2(196) = 356.74$, CFI = .93, TLI = .91, RMSEA = .07, SRMR = .06으로 나타나, 두 집단 간 동일한 요인 구조가 존재함을 확인하였다. 요인부하량 불변성 모형에서는 CFI = .93, TLI = .92, RMSEA = .07, SRMR = .07로 구성개념 불변성 모형 대비 $\Delta CFI = 0.00$, $\Delta RMSEA = 0.00$, $\Delta SRMR = 0.01$ 로 모두 기준을 충족하는 것을 확인하였다. 절편 불변성 모형은 $\Delta RMSEA = -0.01$ 로 측정불변성이 유지되었으며, 측정오차 불변성 모형에서도 동일한 적합도 지수를 나타냈다. 각 단계 간 카이제곱 차이검정을 실시하였을 때도 모든 단계에서 $p > .05$ 로 통계적으로 유의미하지 않아 불변성이 유지되었다.

표 5의 성별에 따라 측정불변성을 검증한 결과에서는 구성개념 불변성(configural invariance) 모형의 적합도 지수는 $\chi^2(196) = 350.34$, CFI = .93, TLI = .91, RMSEA = .07, SRMR = .06으로 나타나, 두 집단 간 동일한 요인 구조가 존재함을 확인하였다. 요인부하량 불변성 모형에서는 CFI = .93, TLI = .92, RMSEA = .06, SRMR = .07로 구성개념 불변성 모형 대비 $\Delta CFI = 0.00$, $\Delta RMSEA = -0.01$, $\Delta SRMR = 0.01$ 로 모두 기준

표 4. 심리적 거리감 척도의 단계별 측정불변성 검증 결과(연령대)

| 연령대의 측정 | 모형적합도 | | | | | | 모형비교 | | | | |
|------------|-------|----------|-----|------|------|-------|------|--------------------|--------------|----------------|---------------|
| | 불변성 | χ^2 | df | CFI | TLI | RMSEA | SRMR | $\Delta\chi^2(df)$ | ΔCFI | $\Delta RMSEA$ | $\Delta SRMR$ |
| 구성개념 불변성 | | 356.74 | 196 | 0.93 | 0.91 | 0.07 | 0.06 | - | - | - | - |
| 요인 부하량 불변성 | | 365.79 | 208 | 0.93 | 0.92 | 0.07 | 0.07 | 9.05(12) | 0.00 | 0.00 | 0.01 |
| 절편 불변성 | | 371.67 | 224 | 0.93 | 0.93 | 0.06 | 0.07 | 5.88(16) | 0.00 | -0.01 | 0.00 |
| 측정오차 불변성 | | 394.60 | 240 | 0.93 | 0.93 | 0.06 | 0.07 | 22.93(16) | 0.00 | 0.00 | 0.00 |

주 1. df = degree of freedom

주 2. CFI = Comparative Fit Index

주 3. TLI = Tucker Lewis Index

주 4. RMSEA = Root Mean Square Error Of Approximation

주 5. SRMR = Standardized Root Mean Square Residual

표 5. 심리적 거리감 척도의 단계별 측정불변성 검증 결과(성별)

| 성별의 측정 | 모형적합도 | | | | | | 모형비교 | | | | |
|------------|-------|----------|-----|------|------|-------|------|--------------------|--------------|----------------|---------------|
| | 불변성 | χ^2 | df | CFI | TLI | RMSEA | SRMR | $\Delta\chi^2(df)$ | ΔCFI | $\Delta RMSEA$ | $\Delta SRMR$ |
| 구성개념 불변성 | | 350.34 | 196 | 0.93 | 0.91 | 0.07 | 0.06 | - | - | - | - |
| 요인 부하량 불변성 | | 358.51 | 208 | 0.93 | 0.92 | 0.06 | 0.07 | 8.17(12) | 0.00 | -0.01 | 0.01 |
| 절편 불변성 | | 374.28 | 224 | 0.93 | 0.93 | 0.06 | 0.07 | 15.77(16) | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 측정오차 불변성 | | 394.01 | 240 | 0.93 | 0.93 | 0.06 | 0.07 | 19.73(16) | 0.00 | 0.00 | 0.00 |

주 1. df = degree of freedom

주 2. CFI = Comparative Fit Index

주 3. TLI = Tucker Lewis Index

주 4. RMSEA = Root Mean Square Error Of Approximation

주 5. SRMR = Standardized Root Mean Square Residual

을 충족하는 것을 확인하였다. 절편 불변성과 측정오차 불변성 모형에서도 동일한 적합도 지수를 보여 불변성이 유지되었다. 또한, 각 단계 간 카이제곱 차이검정을 실시하였을 때 모든 단계에서 $p > .05$ 로 그 차이가 유의하게 나타나지 않았다. 이는 인구통계학적 특성이 서로 다른 표본에서도 동일한 요인구조가 일관되게 나타났음을 의미하며, 척도의 구조적 안정성과 일반화 가능성은 지지하는 결과이다.

마지막으로 표 6에 제시된 바와 같이 자연재

해 경험 여부에 따른 측정불변성을 검증한 결과 구성개념 불변성 모형의 적합도 지수는 $\chi^2(196) = 308.47$, CFI = .95, TLI = .94, RMSEA = .06, SRMR = .06으로 나타나, 두 집단 간 동일한 요인 구조가 존재함을 확인하였다. 요인부하량 불변성 모형에서는 구성개념 불변성 모형 대비 $\Delta CFI = 0.00$, $\Delta RMSEA = 0.00$, $\Delta SRMR = 0.01$ 로 모두 기준을 충족하는 것을 확인하였다. 절편 불변성 모형도 $\Delta RMSEA = 0.01$ 로 모두 기준을 충족하는 것을 확인하였으며, 측정오차 불변성

표 6. 심리적 거리감 척도의 단계별 측정불변성 검증 결과(자연재해 경험 여부)

| 재해경험 여부의 측정 불변성 | 모형적합도 | | | | | | 모형비교 | | | |
|--------------------|----------|-----|------|------|-------|------|--------------------|--------------|----------------|---------------|
| | χ^2 | df | CFI | TLI | RMSEA | SRMR | $\Delta\chi^2(df)$ | ΔCFI | $\Delta RMSEA$ | $\Delta SRMR$ |
| 구성개념 불변성 | 308.47 | 196 | 0.95 | 0.94 | 0.06 | 0.06 | - | - | - | - |
| 요인 부하량 불변성 | 321.44 | 208 | 0.95 | 0.94 | 0.06 | 0.07 | 12.96(12) | 0.00 | 0.00 | 0.01 |
| 절편 불변성 | 336.67 | 224 | 0.95 | 0.94 | 0.05 | 0.07 | 15.23(16) | 0.00 | -0.01 | 0.00 |
| 측정오차 불변성 | 353.09 | 240 | 0.95 | 0.95 | 0.05 | 0.07 | 16.42(16) | 0.00 | 0.00 | 0.00 |

주 1. df = degree of freedom

주 2. CFI = Comparative Fit Index

주 3. TLI = Tucker Lewis Index

주 4. RMSEA = Root Mean Square Error Of Approximation

주 5. SRMR = Standardized Root Mean Square Residual

모형의 경우 $\Delta CFI = 0.00$, $\Delta RMSEA = 0.00$, $\Delta SRMR = 0.00$ 으로 나타나 불변성이 유지되었다. 더불어 카이제곱 차이검정에서도 모든 단계에 걸쳐 $p > .05$ 로 유의미한 차이가 나타나지 않았다. 이는 자연재해 경험이 있는 집단과 없는 집단에서도 동일한 요인구조가 일관되게 나타났음을 의미하며, 척도의 구조적 안정성과 일반화 가능성을 지지한다.

논 의

본 연구의 목적은 기후변화에 대한 심리적 거리감을 측정하는 Psychological Distance Scale (2017)을 한국판으로 타당화하는 것이다. 예비검사에서는 심리적 거리감 원척도를 반안-역반안 과정을 거쳐 총 16문항의 예비척도에 대한 문항 분석, 신뢰도 분석 및 탐색적 요인분석을 실시하였다. 그 결과 한국판 심리적 거리감 척도는 원척도와 동일하게 4요인 구조(지리적 거리감, 시간적 거리감, 사회적 거리감, 불확실성)를 유지하는 것으로 나타났다. 그러나 원척도에서는 불확실성 하위요인에 포함되던 두 문항이 시간적 거리감에 포함되는 것을 확인하였다. 본검사에서는 예비검사와는 다른 표본을 사용하여 수

정된 모형으로 적합도를 검증하였을 때, 좋은 적합도 수준을 나타내며 한국판 심리적 거리감 척도가 4요인 구조를 나타내는 것이 타당함을 확인하였다. 나아가 척도의 엄격성을 검증하기 위해 연령대, 성별, 자연재해 경험 여부를 기준으로 측정불변성을 검증하였다. 그 결과 모든 변인에서 척도가 동일한 구조를 유지함을 확인하였다. 구체적인 연구 결과에 대한 논의는 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서는 Spence 등(2012)과 Jones 등(2017)의 연구 기반이 된 해석수준이론의 4요인 구조(지리적 거리감, 시간적 거리감, 사회적 거리감, 불확실성)가 그대로 유지되는 것을 확인하였으며, 측정불변성 검증에서도 동일한 4요인 구조가 유지되어 요인의 구조적 일관성을 재확인하였다. 이는 원척도에서 제안한 구조가 한국 어판 척도에서도 유지되고 있다는 것을 보여주며, 한국판 심리적 거리감 척도가 이론적인 개념을 제대로 반영하고 있다는 근거가 된다.

이러한 결과는 심리적 거리감이라는 개념이 지리적, 시간적, 사회적, 불확실성이라는 네 가지 차원에서 구성됨과 동시에 이들이 유기적으로 종합되어 하나의 개념을 형성하고 있음을 시사한다. Brown(2015)에 따르면 요인 간 상관이 .85 미만인 경우 각 요인들은 서로 구별 가능한

특성을 유지하면서도, 일정 수준의 관련성을 지니는 것으로 볼 수 있다. 확인적 요인분석 결과 (그림 1 참고) 각 하위요인이 낮은 수준의 상관을 보였으므로 이러한 해석이 타당하다고 볼 수 있다. 예를 들어, 시간적 거리감과 불확실성은 정적상관을 보였는데, 이는 기후변화를 먼 미래에 일어날 사건으로 인식할수록 기후변화에 대해 불확실하게 느낀다는 것을 의미한다. 따라서 서론에서 언급된 바와 같이 해석수준이론에서 파생된 심리적 거리감은 시간적, 공간적, 사회적, 그리고 불확실성이라는 네 가지 차원으로 구성되며, 이는 종합적으로 개인이 사건을 얼마나 추상적 또는 구체적으로 인식하는지를 결정하는 핵심 요인이라고 볼 수 있다(Liberman & Trope, 2014; Trope et al., 2007; Spence et al., 2012).

둘째, 원척도에서는 불확실성에 해당하던 14번과 16번 문항이 시간적 거리감에 부하하는 것을 확인하였다. 예비 검사 과정에서 템색적 요인분석을 실시한 결과 14번 문항(기후변화가 실제 발생하고 있는 현상이라고 확신한다)과 16번 문항(과학자들 사이에서 기후변화가 실제로 있다는 것에 대한 많은 공통된 의견이 있다)이 한국 데이터에서는 시간적 거리감에 부하하는 것으로 나타났다. 이후 요인분석의 결과를 반영하여 14번 문항과 16번 문항을 시간적 거리감에 포함시킨 후 내적합치도를 검증하였을 때 .82의 높은 신뢰도를 나타내는 것을 확인하였다.

이러한 결과는 크게 두 가지의 가능성으로 해석할 수 있다. 먼저 국가 간 보도 문화의 차이로 인해 이러한 결과가 나타났을 가능성이 있다. Boykoff(2007)는 미국의 경우 기후변화에 대한 과학적 보도와 과학적 합의에 반대되는 의견을 동등하게 다루는 '균형 보도'로 인해 대중이 기후변화에 대한 다양한 시각을 가지게 된다고 지적한다. 반면 한국에서는 IPCC 보고서의 내용을 그대로 보도하는 등(임인재, 김영욱, 2019) 기후변화에 대한 과학적 사실만을 중점적으로 보도하는 경향이 있다(김현철, 김학수, 조성겸,

2011; 윤순진, 2016). 이러한 정보 환경은 기후변화의 존재 자체에 대한 의구심을 먼저 품고, 불확실성에 초점을 맞추기보다 기후변화가 이미 존재한다는 것을 전제로 사고하도록 유도할 수 있다. 결국 '존재하지만 언제 영향을 받는가'에 초점을 맞춰 해석하게 될 가능성이 높아진다는 것이다. 실제로 2023년 한국환경연구원이 실시한 국민환경의식조사에 따르면, 응답자의 88.4%가 기후변화가 사회 전반에 심각한 영향을 미칠 것이라고 응답하였으며, 실제로 기후변화로 인해 부정적인 영향을 받고 있다고 응답한 사람은 61.1%로 나타났다. 해당 설문의 결과는 우리나라 국민들이 기후변화에 대한 불확실성보다 시간적 거리감에 초점을 맞추는 경향이 더 두드러졌을 가능성을 지지한다.

다음으로는 불확실성을 측정하는 문항의 차이로 인해 나타난 결과일 수 있다. 불확실성의 경우 기후변화의 존재에 대한 불확실성(Spence et al., 2012)과 기후변화의 심각성 및 영향에 대한 불확실성(McDonald et al., 2015)의 두 차원을 모두 반영한다. 표 2에 제시된 바와 같이 원척도에서 불확실성을 측정하던 11번부터 16번 문항의 내용들을 구체적으로 살펴보면, 14번의 경우 기후변화가 실제로 발생하고 있는 현상인지를 측정하며, 16번 문항 또한 기후변화의 존재 여부를 측정하는 것으로 분석된다. 이 두 문항을 종합하면 기후변화의 존재에 대한 불확실성을 측정하는 것으로 분석할 수 있다. 한편 11번, 15번 경우 기후변화의 영향에 대한 불확실성을 측정하고 있으며, 12번은 기후변화에 대한 과학적 의견에 동의하는 정도를 평가한다. 13번 문항의 경우 기후변화의 심각성을 측정하고 있다. 즉, 11번, 12번, 13번, 15번 문항은 기후변화가 초래할 수 있는 결과나 그 영향의 범위와 심각성에 대한 불확실성을 측정하는 데 초점을 두고 있는 것으로 분석할 수 있다. 이렇듯 각 문항이 측정하는 내용의 차이는 요인분석 결과에도 반영되었는데, 14번과 16번 문항은 시간적 거리감 요인에 부하한 반면, 나머지 네 문항은 불확실성

요인에 부하하였다.

이 결과는 우리나라 국민들이 기후변화의 존재 자체에 대해서는 비교적 확고한 신념을 가지고 있으며, 그에 따라 기후변화의 존재론적 의문이 아니라 시기적 판단의 문제로 받아들였을 가능성을 시사한다. 즉, 기후변화의 실재 여부를 묻는 문항이 오히려 ‘언제쯤 영향을 미칠 것인가’에 대한 시간적 인식과 연결되어 해석되었을 수 있으며, 이로 인해 해당 문항들이 시간적 거리감 요인으로 부하되었을 가능성이 있다. 반면, 기후변화의 구체적 영향에 대한 인식은 여전히 불확실성을 동반하므로, 관련 문항들은 불확실성 요인에 그대로 부하했을 것으로 해석할 수 있다.

본 연구에서 타당화한 척도는 기후변화에 대한 심리적 거리감을 다차원적으로 측정할 수 있는 도구로서, 기후변화에 대한 우리나라 국민의 심리적 거리감 양상을 파악할 수 있다는 점에서 의의가 있다. 특히 하위요인에 따른 거리감 수준을 분석함으로써 친환경적 행동을 유도하기 위한 맞춤형 개입 전략 수립이 가능해진다. 예를 들어, 시간적 거리감 수준이 높은 집단은 기후변화의 영향을 시간적으로 면 미래의 문제로 인식하는 경향이 있으며(Spence et al., 2012), 이러한 인식은 현재 시점에서의 행동 변화를 유도하는 데 한계를 초래할 수 있다. 따라서 기후변화가 이미 진행되고 있는 문제이며, 우리 삶에 직접적인 영향을 미치고 있음을 강조하는 구체적인 사례를 활용하는 전략을 통해 시간적 거리감을 줄이고 행동 유발을 촉진할 수 있다(Bain, Hornsey, Bongiorno & Jeffries, 2012; Jones et al., 2017).

본 연구의 제한점과 후속 연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 준거타당도와 검사-재검사 신뢰도를 검증하지 못했다는 한계가 존재한다. 일반적으로 측정 도구의 타당성을 확보하기 위해서는 동일하거나 유사한 개념을 측정하는 기존의 척도와 비교하여 준거타당도를 확인하는 과정이 필요하다(Eignor, 2013).

그러나 현재 국내에는 기후변화에 대한 심리적 거리감을 측정하는 타당화된 척도가 전무하여, 준거타당도를 검증하는 것이 불가능하였다. 또한 검사의 신뢰도를 보다 정교하게 평가하기 위해 일정한 시간 간격을 두고 동일한 집단에 반복 측정하는 검사-재검사 신뢰도 분석이 요구된다(Jhangiani, Chiang & Price, 2015). 본 연구에서는 단일 시점의 내적 합치도만을 산출하였기 때문에 시간적 안정성에 대한 평가는 이루어지지 못했다. 따라서 후속 연구에서는 한국판 심리적 거리감 척도를 다양한 맥락에서 적용하고, 이후 개발되는 척도들과의 비교를 통해 본 척도의 타당성을 재검증하는 과정이 필요하며, 시간 간격을 두고 반복 측정을 통해 척도의 안정성을 추가로 검증할 필요가 있다.

둘째, 본 연구에서는 척도로부터 산출된 점수의 절단점(cut-off)이 설정되지 않았기 때문에 척도를 활용할 때는 각 하위요인의 평균 점수를 기준으로 상대적인 점수 차이를 해석해야 한다는 한계가 있다. 척도 점수의 해석 가능성과 유용성을 확보하기 위해서는 절단점을 기준으로 점수가 높은 집단과 낮은 집단에 대한 분류가 필요하며(Greve & Bianchini, 2004), 이는 단순한 수치상의 차이를 넘어 실제 두 집단 간 특성의 차이를 해석하는 데 도움이 된다(Cascio, Alexander, & Barrett, 1988). 이처럼 심리적 거리감 척도의 절단점을 설정하여 점수가 높은 집단을 선별할 경우, 해당 집단을 대상으로 환경 교육 등의 개입을 우선적으로 시행할 수 있다. 따라서 후속 연구에서는 절단점을 설정하여 척도의 활용성을 높이는 과정이 필요하다.

셋째, 본 연구에 사용된 데이터는 총 698명으로 연령대는 20대부터 50대에 국한되어 60-70대가 연구 대상에서 제외되었다는 한계점이 있다. 이는 스마트 기기 조작 및 사용에 능숙해야 하는 온라인 설문조사의 특성을 고려하여 총화표집 하였기 때문이다. 본 연구의 표본 연령대에 비해 상대적으로 더 연령이 높은 집단(60대 이상)의 경우 급격한 산업화를 경험한 세대이므로

가난과 환경파괴를 직접 경험한 세대로 볼 수 있다(박희제, 허주영, 2010). 따라서 60대와 70대 집단에서의 심리적 거리감의 요인구조를 검증하는 과정이 필요할 것으로 보인다.

이러한 한계점에도 불구하고 본 연구는 기존의 해외 척도를 국내 문화적 맥락에 맞게 재타당화하여 국내 성인을 대상으로 기후변화에 대한 심리적 거리감을 측정할 수 있는 최초의 도구이다. 특히 본 척도는 심리적 거리감을 다차원적으로 측정함으로써, 우리나라 국민이 기후변화를 어떻게 인식하고 있는지를 보다 정교하게 파악할 수 있다는 점에서 의의가 있다. 나아가 각 하위요인별 심리적 거리감의 수준을 분석함으로써, 친환경적 행동을 증진시킬 수 있는 맞춤형 교육 또는 정책을 수립할 수 있을 것으로 기대된다.

저자소개

조아영은 충남대학교 심리학과 석사과정 중에 있으며, 중독 등 다양한 사회문제를 연구하고 있다.

김주은은 충남대학교 심리학과 교수로 재직 중이며, 중독 등의 사회문제를 연구하고 있다. Global Psychology Alliance의 기후변화 관련 심리학자 모임에 한국 대표로 참석하였다.

참고문헌

기상청 (2023). 이상기후 보고서 2021.

<http://www.climate.go.kr/home/bbs/view.php?code=93&bname=abnormal&vcode=6609&cpage=1&vNum=Notice&skind=&sword=&category1=&category2=>

김영욱, 박단아, 민혜민 (2018). 기후 변화에 대한 심리적 거리감이 완화 행동 의도에 미치

는 영향. *광고연구*, (118), 127-170.

<http://doi.org/10.16914/ar.2018.118.127>

김영욱, 이하나, 김혜인, 문현지 (2018). 미세먼지 대응 행동 촉진을 위한 메시지 구성 전략 탐색. *한국언론정보학보*, 92, 7-44.

<http://doi.org/10.46407/kjci.2018.12.92.7>

김현철, 김학수, 조성겸 (2011). 한국 일간신문의 기후변화 관련 뉴스프레임의 변화. *사회과학 연구*, 19(2), 76-106.

박이례, 유나리 (2021). 기후 변화 위험 인식은 실제 대응 행동으로 이어지는가?: 정책 지식의 매개효과를 중심으로. *국정관리연구*, 16(1), 75-102.

박희제, 허주영 (2010). 친환경행동의 결정요인과 구조: 친환경행동의 다차원성과 환경의식의 영향을 중심으로. *환경정책*, 18(1), 1-26.

신 별, 김가람, 김태경, 조수영 (2020). 미세먼지는 누구의 문제인가?: 수도권과 지방의 미세먼지에 대한 심리적 거리감, 인식 및 대응행동 비교 분석. *한국광고홍보학보*, 22(2), 115-155.

윤순진 (2016). 한국 언론기자의 기후변화 인식과 보도 태도. *환경사회학연구 ECO*, 20(1), 7-61.

임인재, 김영욱 (2019). 기후변화 보도 유형이 행동의도에 영향을 미치는 경로 연구: 감정의 인지적 평가 이론 중심 분석. *한국언론정보학보*, 96, 37-72.

<http://doi.org/10.46407/kjci.2019.08.96.37>

임인재, 나은영 (2021). 재난 내러티브 기사와 보도 사진이 물입에 미치는 영향: 동일시, 심리적 거리감의 매개효과. *한국방송학보*, 35(5), 223-265.

통계청 (2023). 지표누리 2023, 자연재난 복구비 현황.

https://www.index.go.kr/unity/portal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=1629

한국환경연구원 (2023). 국민환경의식조사.

<https://www.kei.re.kr/elibList.es?mid=a101010500>

- 00&elibName=researchreport&c_id=760172&act=view
- 합승경, 김혜정, 김영욱 (2020). 재난 내러티브 기사와 보도 사진이 몰입에 미치는 영향: 동일시, 심리적 거리감의 매개효과. *한국언론학보*, 64(4), 400-435.
- 환경부 (2022). 국가 기후변화 리스크 진단 방법 마련 연구.
<https://www.kei.re.kr/menu.es?mid=a10101060000>
- Bain, P. G., Hornsey, M. J., Bongiorno, R., & Jeffries, C. (2012). Promoting pro-environmental action in climate change deniers. *Nature Climate Change*, 2(8), 600-603.
<https://doi.org/10.1038/nclimate1532>
- Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F., & Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine*, 25(24), 3186-3191.
<https://doi.org/10.1097/00007632-200012150-00014>
- Boykoff, M. T. (2007). Flogging a dead norm? Newspaper coverage of anthropogenic climate change in the United States and United Kingdom from 2003 to 2006. *Area*, 39(2), 470-481.
<https://doi.org/10.1111/j.1475-4762.2007.00769.x>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). New York, NY: Guilford Press.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological methods & research*, 21(2), 230-258.
<https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>
- Burgoon, E. M., Henderson, M. D., & Markman, A. B. (2013). There are many ways to see the forest for the trees: A tour guide for abstraction. *Perspectives on Psychological Science*, 8(5), 501-520.
- <https://doi.org/10.1177/1745691613497964>
- Byrne, B. M. (2013). *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. New York, NY: Taylor & Francis Group.
- Carleton, T. A. (2017). Crop-damaging temperatures increase suicide rates in India. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 114(33), 8746-8751.
<https://doi.org/10.1073/pnas.1701354114>
- Cascio, W. F., Alexander, R. A., & Barrett, G. V. (1988). Setting cutoff scores: Legal, psychometric, and professional issues and guidelines. *Personnel Psychology*, 41(1), 1-24.
<https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.1988.tb00629.x>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 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*, 9(2), 233-255.
https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Clayton, S. (2018). Mental health risk and resilience among climate scientists. *Nature Climate Change*, 8, 260-271.
- Clayton, S., Devine-Wright, P., Stern, P. C., Whitmarsh, L., Carrico, A., Steg, L., Swim, J., & Bonnes, M. (2015). Psychological research and global climate change. *Nature Climate Change*, 5(7), 640-646. <https://doi.org/10.1038/nclimate2622>
- Clayton, S., & Manning, C. (2018). *Psychology and climate change: Human perceptions, impacts, and responses*. San Diego, CA: Elsevier.
- Clayton, S., Devine-Wright, P., Stern, P. C., Whitmarsh, L., Carrico, A., Steg, L., ... & Bonnes, M. (2015). Psychological research and global climate change. *Nature climate change*, 5(7), 640-646.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the*

- behavioral sciences (2nd ed.).* Lawrence Erlbaum Associates.
- Crocker, L., & Algina, J. (1986). *Introduction to Modern and Classical Test Theory.* Harcourt Fort Worth, TX: Brace Jovanovich.
- Eignor, D. R. (2013). *The standards for educational and psychological testing.* In K. F. Geisinger, B. A. Bracken, J. F. Carlson, J.-I. C. Hansen, N. R. Kuncel, S. P. Reise, & M. C. Rodriguez (Eds.), *APA handbook of testing and assessment in psychology: Vol. 1. Test theory and testing and assessment in industrial and organizational psychology* (pp. 245-250). American Psychological Association.
<https://doi.org/10.1037/14047-013>
- Gifford, R. (2011). The dragons of inaction: psychological barriers that limit climate change mitigation and adaptation. *American psychologist*, 66(4), 290. <https://doi.org/10.1037/a0023566>
- Greve, K. W., & Bianchini, K. J. (2004). Setting empirical cut-offs on psychometric indicators of negative response bias: A methodological commentary with recommendations. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 19(4), 533-541.
<https://doi.org/10.1016/j.acn.2003.08.002>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2006). *Multivariate data analysis* (Vol. 6).
- Heanoy, E. Z., & Brown, N. R. (2024). Impact of natural disasters on mental health: Evidence and implications. *Healthcare*, 12(18), 1812.
<https://doi.org/10.3390/healthcare12181812>
- Hrabok, M., Delorme, A., & Agyapong, V. I. (2020). Threats to mental health and well-being associated with climate change. *Journal of anxiety disorders*, 76, 102295.
<https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2020.102295>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6, 1-55.
<https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- IPCC. (2023). *AR6 Synthesis Report: Climate Change 2023.*
<https://www.ipcc.ch/report/sixth-assessment-report-cycle/>
- Jhangiani, R. S., Chiang, I. A., & Price, P. C. (2015). *Research methods in psychology-2nd Canadian Edition.* BC Campus.
- Jones, C., Hine, D. W., & Marks, A. D. (2017). The future is now: Reducing psychological distance to increase public engagement with climate change. *Risk analysis*, 37(2), 331-341.
<https://doi.org/10.1111/risa.12601>
- Jöreskog, K. G. (1999). How large can a standardized coefficient be? *Structural Equation Modeling Discussion List (SEMNET)*.
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling (4th ed.).* New York: Guilford Press.
- Liberman, N., & Trope, Y. (1998). The role of feasibility and desirability considerations in near and distant future decisions: A test of temporal construal theory. *Journal of personality and social psychology*, 75(1), 5.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.75.1.5>
- Liberman, N., & Trope, Y. (2014). Traversing psychological distance. *Trends in Cognitive Sciences*, 18(7), 364-369.
<https://doi.org/10.1016/j.tics.2014.03.001>
- Lorenzoni, I., & Pidgeon, N. F. (2006). Public views on climate change: European and USA perspectives. *Climatic Change*, 77(1-2), 73-95.
<https://doi.org/10.1007/s10584-006-9072-z>
- MacCallum, R. C., Browne, M. W., & Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological methods*, 1(2), 130.

- <https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.2.130>
- Makwana, N. (2019). Disaster and its impact on mental health: A narrative review. *Journal of family medicine and primary care*, 8(10), 3090-3095.
- https://doi.org/10.4103/jfmpc.jfmpc_893_19
- McCoach, D. B., Gable, R. K., & Madura, J. P. (2013). *Instrument development in the affective domain* (Vol. 10, pp. 978-1). New York, NY: Springer.
- <https://doi.org/10.1007/978-1-4614-7135-6>
- McDonald, R. I., Chai, H. Y., & Newell, B. R. (2015). Personal experience and the 'psychological distance' of climate change: An integrative review. *Journal of environmental psychology*, 44, 109-118.
- <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2015.10.003>
- Miles-Novelo, A., & Anderson, C. A. (2019). Climate change and psychology: Effects of rapid global warming on violence and aggression. *Current Climate Change Reports*, 5, 36-46.
- <https://doi.org/10.1007/s40641-019-00121-2>
- Morganstein, J. C., & Ursano, R. J. (2020). Ecological disasters and mental health: causes, consequences, and interventions. *Frontiers in psychiatry*, 11, 1.
- <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00001>
- Nunnally, J. C. (1978). An overview of psychological measurement. *Clinical diagnosis of mental disorders: A handbook*, 97-146.
- https://doi.org/10.1007/978-1-4684-2490-4_4
- Obrodevich, N., Migliorini, R., Paulus, M. P., & Rahwan, I. (2018). Empirical evidence of mental health risks posed by climate change. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 115(43), 10953-10958.
- <https://doi.org/10.1073/pnas.1801528115>
- Rasool, S., Rana, I. A., & Ahmad, S. (2022). Linking flood risk perceptions and psychological distancing to climate change: a case study of rural communities along Indus and Chenab rivers, Pakistan. *International Journal of Disaster Risk Reduction*, 70, 102787.
- <https://doi.org/10.1016/j.ijdr.2022.102787>
- Sarkin, D. B. S., & Gülleroglu, H. D. (2019). Anxiety in prospective teachers: Determining the cut-off score with different methods in multi-scoring scales. *Educational Sciences: Theory & Practice*, 19(1), 3-21.
- <https://doi.org/10.12738/estp.2019.1.0116>
- Scannell, L., & Gifford, R. (2011). *Personally Relevant Climate Change: The Role of Place Attachment*.
- Scannell, L., & Gifford, R. (2013). Personally relevant climate change: The role of place attachment and local versus global message framing in engagement. *Environment and Behavior*, 45(1), 60-85.
- <https://doi.org/10.1177/0013916511421196>
- Schuldt, J. P., Rickard, L. N., & Yang, Z. J. (2018). Does reduced psychological distance increase climate engagement? On the limits of localizing climate change. *Journal of Environmental Psychology*, 55, 147-153.
- <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2018.02.001>
- Spence, A., & Pidgeon, N. (2010). Framing and communicating climate change: The effects of distance and outcome frame manipulations. *Global environmental change*, 20(4), 656-667.
- <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2010.07.002>
- Spence, A., Poortinga, W., & Pidgeon, N. (2012). The psychological distance of climate change. *Risk Analysis: An International Journal*, 32(6), 957-972.
- <https://doi.org/10.1111/j.1539-6924.2011.01695.x>
- Stevens, J. (2002). *Applied multivariate statistics for the social sciences* (Vol. 4). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Tabachnick, B., & Fidell, L. (1996). *Using multivariate statistics*.

- statistics (3rd ed.). New York: HarperCollins.
- Tabachnick, B., & Fidell, L. (2007). *Using multivariate statistics* (5th ed.). Boston, MA: Pearson/Allyn & Bacon.
- Tinsley, H., & Tinsley, D. (1987). Uses of factor analysis in counseling psychology research. *Journal of Counseling Psychology, 34*(4), 414-424. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.34.4.414>
- Trope, Y., & Liberman, N. (2003). Temporal construal. *Psychological review, 110*(3), 403. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.110.3.403>
- Trope, Y., & Liberman, N. (2010). Construal-level theory of psychological distance. *Psychological review, 117*(2), 440. <https://doi.org/10.1037/a0018963>
- Trope, Y., Liberman, N., & Wakslak, C. (2007). Construal levels and psychological distance: Effects on representation, prediction, evaluation, and behavior. *Journal of consumer psychology, 17*(2), 83-95. [https://doi.org/10.1016/S1057-7408\(07\)70013-X](https://doi.org/10.1016/S1057-7408(07)70013-X)
- U.S. Global Change Research Program. (2016). *The Impacts of Climate Change on Human Health in the United States: A Scientific Assessment*.
- Van der Linden, S. (2015). The social-psychological determinants of climate change risk perceptions: Towards a comprehensive model. *Journal of environmental psychology, 41*, 112-124. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2014.11.012>
- Wang, J., & Wang, X. (2012). *Structural equation modeling: Applications using Mplus*. West Sussex, United Kingdom: Higher Education Press.
- West, S. G., Finch, J. F., & Curran, P. J. (1995). *Structural equations models with nonnormal variables: problems and remedies*. In: Structural Equation Model: Concepts, Issues, and Applications. Sage Publications, Newbury Park, CA, pp. 57-75.
- Wiesenfeld, B. M., Reyt, J. N., Brockner, J., & Trope, Y. (2017). Construal level theory in organizational research. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior, 4*(1), 367-400. <https://doi.org/10.1146/annurev-orgpsych-032516-113115>
- Widaman, K. F., & Reise, S. P. (1997). *Exploring the measurement invariance of psychological instruments: applications in the substance use domain*. In K. J. Bryant, M. E. Windle, & S. G. West (Eds.), *The science of prevention: Methodological advances from alcohol and substance abuse research* (pp. 281-324). Washington, DC: American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/10222-009>

1 차원고접수 : 2025. 04. 22.

수정원고접수 : 2025. 07. 17.

최종제재결정 : 2025. 07. 28.

Validation of the Korean Version of the Psychological Distance Scale for Climate Change

A-Yeong Cho

Jueun Kim

Department of Psychology, Chungnam National University

This study aimed to validate the Psychological Distance Scale (PDS) within the cultural context of Korea by examining its factor structure and testing its measurement invariance. A total of 698 participants completed the survey, with 350 responses used for exploratory factor analysis (EFA) and 348 for confirmatory factor analysis (CFA). The EFA results supported a four-factor structure-geographical, temporal, social, and uncertainty distance-consistent with the original scale. However, two items originally classified under uncertainty in the initial version of the scale were found to load onto the temporal factor in the Korean data. Excluding these two items, the factor structure of the remaining 14 items replicated that of the original scale. Based on these findings, a revised factor structure reflecting the Korean cultural context was proposed. Confirmatory factor analysis demonstrated a good model fit, thereby supporting the structural validity of the scale. Furthermore, multi-group CFA demonstrated measurement invariance across age, gender, and disaster experience. The validated scale developed in this study can be used to assess the psychological distance of climate change among the Korean population.

Key words : climate change, psychological distance, pro-environmental behavior, validation, robustness