

연구논문

요인혼합모형을 적용한 대인신뢰의 유형화 및 주관적 웰빙 차이 검증

박성민* · 홍세희**

본 연구는 심리적 구인의 요인 구조를 고려하며 모집단의 잠재적 이질성을 파악할 수 있는 요인 혼합모형을 적용하여, 대인신뢰의 잠재계층 유형을 분류하고 각 잠재계층 유형별 특징을 살펴본다. 더불어 대인신뢰의 잠재계층 분류에 영향을 미치는 인구통계학적 요인을 살펴보고, 잠재계층 유형에 따라 주관적 웰빙 수준에 차이가 있는지를 검증하였다. 분석에는 2024년 사회통합실태조사의 전체 응답자 8,251명의 자료를 활용하였다. 연구 결과는 다음과 같다. 첫째, 대인신뢰를 내집단신뢰와 외집단신뢰로 구분한 2요인 구조에 기반한 4개의 잠재계층이 도출되었으며, 각각 ‘대인신뢰 범주 좁은 유형’, ‘외집단신뢰 결여 유형’, ‘대인신뢰 높은 유형’, ‘내집단 고신뢰-외집단 저신뢰 유형’으로 명명하였다. 둘째, 인구통계학적 요인 중 연령과 학력이 잠재계층 분류에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 셋째, 대인신뢰 잠재계층의 유형에 따른 주관적 웰빙의 차이가 유의하게 나타났으며, ‘대인신뢰 높은 유형’, ‘내집단 고신뢰-외집단 저신뢰 유형’, ‘외집단신뢰 결여 유형’, ‘대인신뢰 범주 좁은 유형’ 순으로 주관적 웰빙이 높은 것으로 나타났다. 본 연구를 통해 국내 대인신뢰의 잠재계층 유형 및 관련 변수들과의 관계를 파악할 수 있었으며, 이를 바탕으로 시사점과 후속 연구를 제언하였다.

주제어: 요인혼합모형, 사회통합실태조사, 대인신뢰, 주관적 웰빙

* 고려대학교 교육학과 석사과정(smparkedu@gmail.com), 제1저자.

** 고려대학교 교육학과 교수(scheehong@korea.ac.kr), 교신저자.

I. 서론

신뢰(trust)는 사회 자본의 핵심 요소 중 하나로 대인관계 형성의 기반이 되며, 개인의 삶의 질 향상과 더불어 한 국가의 경제 발전과 안정적인 거버넌스를 위해 매우 중요하다(Fukuyama 2001; Uslaner 2002). 신뢰는 타인이나 기관의 행동이 자신의 기대에 일관되게 부응할 것에 대한 개인의 믿음으로, 타인에 대한 불확실성에서 기인하는 위험 부담을 줄여주고 정부 기관에 대한 만족도를 높임으로써 사회의 유지와 발전에 기여한다(Helliwell 2001; Morrone et al. 2009; OECD 2017). 한편, 국내의 사회통합실태조사에서 조사한 일반적으로 사람들을 신뢰하는 정도에 대해 긍정적으로 응답한 사람들의 비율은 2014년 73.7%에서 2023년은 52.7%으로 지속적으로 감소하는 추세를 보여왔으며, 가장 최근인 2024년은 55.7%로 소폭 상승하였으나 이전에 비하면 여전히 낮은 수준이다(한국행정연구원 2024a). 한 사회에서 신뢰의 부족은 사회적 갈등을 야기하며 정치적·경제적 발전의 저해로 이어지게 되므로(김상묵·김승현 2018), 우리 사회에서 나타나는 신뢰의 구조를 명확히 파악하여 이를 바탕으로 사회 전반의 신뢰를 높이기 위한 방안을 모색하는 것이 그 어느 때보다 중요한 시점이다.

신뢰는 다차원적(multidimensional)인 개념으로 어떤 대상에 대한 신뢰인가에 따라 그 유형이 다양하게 나타날 수 있는데, 크게 사람을 대상으로 하는 대인신뢰(interpersonal trust)와 기관을 대상으로 하는 기관신뢰(institutional trust)로 구분되곤 한다(Morrone et al. 2009; OECD 2017; Uslaner 2002). 그중에서도 대인신뢰는 사회 자본을 측정하기 위한 지표로 사회과학 연구에서 자주 활용되어 왔으며, 높은 대인신뢰는 높은 주관적 웰빙, 즉 개인의 주관적 삶의 질에 대한 긍정적인 평가로 이어진다(Helliwell & Wang 2011; Morrone et al. 2009; 강혜진·이민아 2019). 따라서 대인신뢰를 높이는 것은 사회통합뿐만 아니라 개인의 삶의 질 제고를 위해서도 중요하다.

많은 연구에서는 대인신뢰를 측정하기 위해 Rosenberg(1956)의 일반적 신뢰 단일 문항인 ‘일반적으로 대부분의 사람들을 신뢰할 수 있다고 생각하는가, 또는 조심해야 한다고 생각하는가?’에 대한 응답을 사용하고 있으며, 해당 문항은 한 사회의

보편적인 신뢰의 수준을 측정한다는 의미에서 사회신뢰(social trust) 문항으로도 사용된다(Helliwell & Wang 2011). 이로 인해 통상적으로 대인신뢰와 사회신뢰를 같은 의미로 간주하는 경향이 있는데(Morrone et al. 2009), 사회신뢰를 사회 자체에 대한 신뢰로 정의하고 이를 대인신뢰와 구분되는 개념으로 보거나, 대인신뢰를 포괄하는 상위의 개념으로 보는 견해도 존재한다(Kwon 2019; 강혜진·이민아 2019). 한편, Rosenberg의 일반적 신뢰 문항은 신뢰를 연구하는 많은 연구자들에게 논쟁의 주제가 되어왔는데, 그중에서도 ‘대부분의 사람들’이 지칭하는 집단의 범주(radius)가 개인, 사회, 그리고 국가에 따라 다를 수 있다는 점이 대표적으로 지적되어 왔다(Delhey et al. 2011; Torpe & Lolle 2011; 김상묵·김승현 2018). 대인신뢰는 사람에 대한 신뢰를 의미하므로 어떤 사람에 대한 신뢰를 묻는가에 따라 개인마다 신뢰의 수준(Level)이 상이할 수 있는데, 단일 문항으로 측정하는 대인신뢰는 ‘대부분의 사람들’에 적용되는 집단의 범주가 모두에게 동일할 것으로 가정하게 되므로 측정의 신뢰도 문제가 제기된다(Delhey et al. 2011; Reeskens & Hooghe 2008).

이에 최근의 신뢰 연구에서는 대인신뢰를 다차원적인 개념으로 보며, 대인신뢰의 수준과 범주를 함께 고려할 것을 강조하고 있다(Delhey et al. 2011; Hu 2017; Lim et al. 2021). 이 경우, 대인신뢰는 크게 가족이나 친구와 같은 밀접한 관계를 대상으로 하는 신뢰인 내집단신뢰(in-group trust)와 즉각적인 친밀함이 없는 일반적 대상에 대한 신뢰인 외집단신뢰(out-group trust)로 구분하여 볼 수 있다(Delhey et al. 2011). 일반적으로 사람들은 자신과의 관계적 거리가 가까운 사람들을 더욱 신뢰하는 경향이 있기 때문에 내집단신뢰 수준이 외집단신뢰 수준보다 높게 나타난다. 특히 집단주의적 성격을 지니는 동아시아 유교문화권 국가들의 경우 개인주의적 성격을 지니는 서구권 국가들에 비해 신뢰의 범주가 더욱 좁은 것으로 알려져 있는데(Delhey et al. 2011; Fukuyama 1996; Lim et al. 2021; Yamagishi & Yamagishi 1994), 이는 동아시아 국가들에게서 전반적으로 높은 수준의 내집단신뢰와 낮은 수준의 외집단신뢰가 더욱 두드러지게 나타나고 있음을 의미한다. 만약 신뢰의 범주가 매우 좁아져 내집단신뢰가 매우 높고 외집단신뢰가 매우 낮은 극단적인 양상을 나타낸다면, 타인과의 협력의 필요성을 느끼지 못하게 되고 잦은 사회적 갈등이 발생하며 사회통합을 저해하는 부정적인 외부효과를 유발하게 된다(Fukuyama 2001; Kwon 2019). 한편, 신뢰의 범주가 비교적 넓어 내집단신뢰와 외집단신뢰가 모두 높게 나타나는 개인 또한 존재할 수 있는데, 이 경우는 사회통합을 위한 가장 이상적인 사례가 될 것이다. 이처럼 대인신뢰의 다차원성을 고려함으로써 한 국가 내에

존재하는 다양한 신뢰의 유형을 보다 명확하게 파악할 수 있으며, 이를 바탕으로 다양한 사회적 시사점을 제공할 수 있다.

기존의 대인신뢰 또는 사회신뢰에 관한 국내의 연구들은 Rosenberg의 일반적 신뢰 문항과 동일하거나 이와 유사한 형태의 단일문항을 주로 사용하였으며(김미선 외 2024; 박병진 2007; 박채림·한창근 2023; 이민아 2013; 이영라·이숙중 2018), 대인신뢰를 단일 차원으로 보고 문항들의 산술평균을 계산하거나 단일 요인 구조로 분석한 연구들도 확인할 수 있었다(강혜진·이민아 2019; 신미정·이양수 2018; 한진경·한창근 2024). 그러나 대인신뢰의 다차원성을 고려하여 분석에 적용한 연구는 소수에 불과했으며(김상묵·김승현 2018; 류태건 2014; 박희봉 외 2003; 이숙중 외 2008; 이희창·박희봉 2010), 대인신뢰를 중심으로 집단의 유형을 구분하고 유형별 특징을 살펴본 국내의 실증 연구는 찾아볼 수 없었다. 더불어 대인신뢰에 영향을 미치는 인구통계학적 요인을 탐색하거나, 대인신뢰가 주관적 웰빙에 미치는 영향을 살펴본 기존의 연구들은 주로 회귀분석 기반의 변수 중심적 접근(variable-centered approach)으로 진행되어 왔으며, 개인 중심적 접근(person-centered approach)에 기반하여 대인신뢰의 잠재계층 분류에 영향을 미치는 요인을 탐색하거나, 분류된 잠재계층에 따른 주관적 웰빙의 차이를 살펴본 연구는 찾아볼 수 없었다.

따라서 본 연구에서는 요인혼합모형(Factor Mixture Modeling, FMM)을 적용하여 대인신뢰의 잠재계층을 파악하고자 하였다. 요인혼합모형은 잠재계층분석(Latent Class Analysis, LCA)에 요인분석(Factor Analysis, FA)을 결합한 모형으로, 모집단의 잠재적 이질성을 파악할 때 심리적 구인의 요인 구조를 고려하여 잠재계층을 분류할 수 있다는 장점을 가진다. 또한 기존의 잠재계층분석과는 다르게 지역 독립성(local independence) 가정에 기반하지 않으며, 요인점수(factor score)에 기반한 잠재계층 분류가 가능하여 보다 간명한 분석과 해석이 가능하다는 차별점이 있다(Clark et al. 2013; Lubke & Muthén 2005; Muthén 2006). 이러한 장점들이 있음에도 불구하고, 요인혼합모형을 적용한 국내의 실증적 연구는 아직 찾아보기 어려웠다. 이에 본 연구는 신뢰의 범주에 따라 신뢰의 수준이 다르게 나타날 수 있다는 점을 고려하여 대인신뢰를 내집단신뢰와 외집단신뢰의 2요인 구조로 구분한 후, 요인혼합모형을 적용하여 대인신뢰의 잠재계층을 파악하고 각 유형별 특징을 살펴보고자 한다. 이에 더하여 각 잠재계층의 유형 분류에 영향을 미치는 인구통계학적 요인들을 탐색하고, 분류된 잠재계층의 유형에 따라 개인의 주관적 웰빙에 차이가 존재하는지를 살펴보고자 한다. 본 연구에서 확인하고자 하는 연구문제는 다음과 같다.

- 연구문제 1. 요인혼합모형을 적용하여 분석한 대인신뢰의 잠재계층은 몇 가지 유형으로 분류되며, 유형별 특징은 어떠한가?
- 연구문제 2. 요인혼합모형을 적용하여 분석한 대인신뢰의 잠재계층 유형 분류에 영향을 미치는 인구통계학적 요인은 무엇인가?
- 연구문제 3. 요인혼합모형을 적용하여 분석한 대인신뢰의 잠재계층 유형에 따라 주관적 웰빙 수준에 차이가 있는가?

II. 이론적 배경

1. 대인신뢰의 측정

많은 학자들은 대인신뢰를 다차원적인 개념으로 보았으며, 신뢰의 범주에 따라 대인신뢰를 내집단신뢰와 외집단신뢰로 구분하는 것에 대한 합의가 있었다(Delhey et al. 2011; Torpe & Lolle 2011). 내집단신뢰는 비교적 좁은 범주의 신뢰로, 가족이나 친구와 같은 밀접한 대상으로 하며 특수신뢰(particularized trust)나 사적신뢰(personalized trust)와 혼용되어 사용된다(김상묵·김승현 2018). 이에 반해 외집단신뢰는 즉각적인 친밀함이 없는 낯선 사람이나 특정 집단에 소속된 일반적 타인을 대상으로 하는 신뢰를 의미하며, 일반적 신뢰(generalized trust)와 유사한 개념으로 사용된다. 따라서 외집단신뢰는 비교적 넓은 범주의 신뢰를 의미한다고 할 수 있다.

대인신뢰의 다차원성을 고려하여 개념을 측정한 연구들은 크게 내집단신뢰와 외집단신뢰로 구분하여 문항을 구성하고 있었다. 국제 수준에서 시행되어 온 세계 가치관 조사(World Values Survey, WVS)에서는 일반적 신뢰 단일 문항과 더불어 대인신뢰를 내집단신뢰와 외집단신뢰로 구분하여 조사하였고, 내집단신뢰의 경우 친밀성을 기준으로 가족, 이웃, 지인에 대한 신뢰를, 외집단신뢰의 경우 거리감과 불특정 타인이라는 특징을 강조하며 처음 만난 사람, 종교가 다른 사람, 국적이 다른 사람에 대한 신뢰를 포함하였다(Delhey et al. 2011; Delhey & Welzel 2012). 독일 사회경제패널(German Socio-Economic Panel, SOEP)을 이용하여 분석한 연구에서도 유사하게, 아는 사람에 대한 신뢰와 낯선 사람에 대한 신뢰의 2요인으로 구분한 바 있다(Naef & Schupp 2009). Uslander(2002) 또한 대인신뢰를 위와 같은 2요인으

로 구분하였으며, 특히 일반적 신뢰 문항을 낮선 사람에 대한 신뢰에 포함하기도 하였다. 국내의 연구에서도 대인신뢰를 평소에 알고 있는 사람인지 여부를 기준으로 내집단신뢰와 외집단신뢰로 구분하였으며, 이웃, 친구, 직장동료, 고향동료와 같이 기존에 네트워크가 있는 사람들과 온라인 대화상대, 낯선 사람, 외국인과 같은 불특정 타인을 구분하였다(박희봉 외 2003; 이숙중 외 2008; 이희창·박희봉 2010). 한편 일부 연구에서는 도시화의 진전을 고려하여 이웃신뢰를 외집단에 분류하기도 하였으며(김상옥·김승현 2018), 대인신뢰를 가족신뢰, 이웃과 지인을 포함한 기타 특수신뢰, 초면인, 타종교인, 타국인을 포함한 일반신뢰의 3가지 요인으로 구분하기도 하였다(류태건 2014). 이처럼 대인신뢰를 내집단신뢰와 외집단신뢰로 구분하여 분석을 진행한 연구들이 존재하지만, 여전히 많은 연구에서는 단일 문항에 의존하여 신뢰를 측정하고 있었다. 따라서 본 연구에서는 대인신뢰의 다차원성을 고려하며, 대인신뢰의 잠재계층 유형별 특징을 살펴보고 관련 변수들과의 관계를 살펴보고자 한다.

2. 대인신뢰의 영향요인

본 연구에서는 대인신뢰의 잠재계층 분류에 영향을 미치는 인구통계학적 요인을 살펴보고자 하였으며, 그중에서도 성별, 연령, 가구소득, 학력, 배우자 유무, 종교 유무를 포함하였다. 해당 변수들은 신뢰를 비롯한 사회 자본을 연구할 때 인구통계학적 요인으로 분석에 자주 포함되어왔다(Algan & Cahuc 2013; OECD 2017; 박희봉 외 2003). 선행연구에 따르면, 성별의 경우 여성이 남성보다 대인신뢰 수준이 낮게 나타난 연구가 많았으나(Alesina & La Ferrara 2000; 박현주 2017; 박희봉 외 2003; 백아름·박정민 2024; 이숙중 외 2008) 여성이 남성보다 신뢰 수준이 높게 나타난 연구도 존재했다(Tokuda et al. 2008). 또한 연령이 높을수록 대인신뢰가 높은 것으로 나타난 연구들(Li & Fung 2013; Tokuda et al. 2008; 박병진 2007)과, 학력이 높을수록 대인신뢰가 높게 나타나는 연구들(Algan & Cahuc 2013; Helliwell & Putnam 2007; Soroka et al. 2003; 박희봉 외 2003)을 확인할 수 있었다. 한편 소득이 높을수록 대인신뢰가 높은 연구결과가 주로 확인되었으나(Algan & Cahuc 2013; Brandt et al. 2015; Tokuda et al. 2008), 일부 국내 연구에서는 소득이 높을수록 사적신뢰는 높으나 일반적 신뢰는 낮게 나타났으며(박희봉 외 2003), 가구소득과 대인신뢰는 부적 상관을 보이거나 경제상황인식이 긍정적일수록 대인신뢰가 높게 나타난 연구 결과도 존재했다(백아름·박정민 2024). 배우자 유무와 대인신뢰의 경우 정적인 관

계가 있는 것으로 나타났으며(Helliwell & Wang 2011), 효과 크기가 성별에 따라 차이를 보이는 연구도 있었다(Lindström 2012). 종교의 경우, 대인신뢰에 긍정적인 영향을 미친다는 견해와 종교가 내집단만을 강화하여 외집단신뢰에 부적인 영향을 미칠 수 있다는 견해가 공존하고 있었는데, 이는 국가의 역사·문화적 배경과 종교의 종류에 따라 상이한 것으로 보인다(Bjørnskov 2007; Kwon 2019; Putnam & Campbell 2012; Uslaner 2002; Valente & Okulicz-Kozaryn 2021). 국내의 연구에서도 종교를 가지고 종교의식참여도가 높은 사람의 일반신뢰가 높게 나타나거나(류태건 2014; 박준성 외 2009), 종교와 사회신뢰의 관계가 유의하지 않거나(정상호·조광덕 2016), 종교를 가지지 않은 사람의 사적신뢰가 더 높게 나타나는 등(박희봉 외 2003) 다양한 결과가 나타나고 있었다.

종합하자면, 대인신뢰는 인구통계학적 특성에 따라 상이하게 나타나고 있었으나 일관적인 결과를 보이고 있지는 않았으며, 이는 분석에 사용된 자료의 특성의 차이에 기인하는 것으로 파악된다. 더불어, 연구마다 대인신뢰 측정에 사용된 문항이 상이하다는 점 또한 고려할 필요가 있다. 이에 본 연구에서는 사회통합실태조사에서 수집된 인구통계학적 특성들이 대인신뢰의 잠재계층 분류에 미치는 영향을 살펴봄으로써, 해당 변수들과 대인신뢰의 관계를 재조명하고자 한다.

3. 대인신뢰와 주관적 웰빙

개인의 삶의 질을 높이는 것은 인생의 중요한 목표 중 하나이다. 이때 주관적 삶의 질은 개인의 삶의 질에 대한 주관적인 평가로 주관적 웰빙(Subjective Well-Being, SWB)을 통해 측정되며, 이는 사회적 지표를 활용하여 측정되는 객관적 삶의 질과 대응되는 개념이다(Diener & Suh 1997). 주관적 웰빙은 주로 세 가지 요소인 긍정적·부정적 정서와 삶의 만족도로 구성되며(Andrews & Withey 1976; Diener 1984), OECD(2013)에서는 위의 요소들에 더하여 유데모니아(eudaimonia)를 추가로 조사하기도 하였다. 이에 사회통합실태조사를 비롯한 국내의 여러 사회조사에서는 긍정적·부정적 정서, 삶의 만족도, 유데모니아 관련 문항들을 조사에 포함하여 주관적 웰빙의 측정을 진행해 왔다(한준 2020). 한편 주관적 웰빙은 일반적으로 중장년기에 최저점을 보인 후 노년기에는 점차 상승하는 U자형 곡선 개형을 나타내는 것으로 알려져 있는데(Blanchflower & Oswald 2008), 한국에서는 연령이 증가할수록 주관적 웰빙이 지속적으로 감소하는 것으로 보고되고 있다(김성아·정해식 2019).

이러한 점에서 개인이 느끼는 주관적 삶의 질이 생애 주기에 걸쳐 점차적으로 감소하는 추세를 극복하기 위해, 주관적 웰빙에 긍정적 영향을 미치는 요인들을 적극적으로 탐색할 필요가 있다.

선행연구에 따르면, 대인신뢰는 개인의 주관적 웰빙 관련 요소들과 정적인 관계에 있는 것으로 알려져 있다(Algan & Cahuc 2013; Helliwell & Wang 2011; Morrene et al. 2009, Tokuda et al. 2008). 자신이 신뢰가 높은 환경에 속해 있다고 응답한 사람은 삶의 만족도와 행복도가 높은 것으로 나타났으며, 이는 높은 신뢰와 소속감이 주관적 웰빙에 정적인 영향을 미치는 것을 보인 연구 결과와 연결된다(Helliwell & Wang 2011). 또한 일반적 신뢰와 이웃에 대한 신뢰, 직장동료에 대한 신뢰 모두 주관적 웰빙과 유의한 정적 관계에 있는 것으로 보고되었다(Helliwell & Putnam 2004). 국내의 연구에서도 대인신뢰가 주관적 웰빙 관련 요소들에 긍정적인 영향을 미친다는 결과가 보고된 바 있으며(강혜진·이민아 2019; 신미정·이양수 2018), 연령 집단 간 비교를 진행한 연구에서도 모든 연령층에서 대인신뢰가 삶의 만족도에 유의한 정적 영향을 미쳤고, 특히 노년층에서 그 영향력이 가장 큰 것으로 나타났다(한진경·한창근 2024). 그러나 해당 국내 연구들은 대인신뢰를 단일 요인으로 분석하였다는 한계가 있다. 따라서, 본 연구에서는 대인신뢰의 다차원성을 고려하여 분류된 잠재계층에 따라 주관적 웰빙에 차이가 있는지를 살펴보고자 한다.

III. 연구방법

1. 분석 자료

본 연구를 위해 2024년 사회통합실태조사의 자료를 활용하였다(한국행정연구원 2024b).¹⁾ 사회통합실태조사는 국민들의 사회통합에 대한 인식 및 태도를 영역별로 파악하여 사회 갈등을 최소화하기 위한 국가 정책 수립에 기여하는 데 목적을 두고 있으며, 2011년부터 국내 거주 만 19세~69세 인구를 대상으로 매년 실시되어 오다가 2020년부터 만 19세 이상의 성인으로 조사 대상의 연령대가 확대되었다. 분석에

1) 본 설문조사 자료는 한국행정연구원에서 생산된 자료를 활용하였으며, 한국행정연구원 연구자료 관리규칙에 의거, 사용허가를 받았음.

사용된 자료의 조사기간은 2024년 8월부터 9월까지 2개월간 실시되었으며, 조사의 전체 응답자는 8,251명이다. 또한 본 연구에서는 모수 추정의 편향을 방지하기 위해 사회통합실태조사에서 표본 추출률, 응답률, 사후층화 보정 등을 반영하여 산출한 최종 가중치를 적용하여 분석을 진행하였으며, 자료의 결측값은 존재하지 않았다.

2. 측정 도구

사회통합실태조사에서 신뢰는 사회자본을 구성하는 하나의 요소로 다른 개인이나 집단을 신임하고 의지하는 것으로 정의하고, ‘일반적으로 사람들을 신뢰하는 정도’, ‘집단별 신뢰 정도’, ‘기관별 신뢰 정도’, ‘기관별 청렴도 인식 정도’의 4가지 항목으로 나누어 신뢰를 측정하였다(한국행정연구원 2024b). 본 연구는 대인신뢰를 중점적으로 다룸에 따라, ‘일반적으로 사람들을 신뢰하는 정도’ 1문항과 ‘집단별 신뢰 정도’ 5문항을 결합한 6문항을 대인신뢰를 측정하기 위한 문항들로 선택하였다. ‘일반적으로 사람들을 신뢰하는 정도’는 “귀하는 일반적으로 사람들을 어느 정도 믿을 수 있다고 생각하십니까?”라는 단일 문항에 대한 응답으로 측정되었다(Rosenberg 1956). ‘집단별 신뢰 정도’의 경우 특정 집단에 대한 신뢰를 일컬으며, “귀하는 다음 집단들에 대하여 얼마나 신뢰하고 있습니까?” 문항에 대한 응답으로 측정되었다. 집단은 총 5종류로, 가족(친척 포함), 이웃, 개인적으로 친분이 있는 사람(친구, 직장동료 등), 처음 만난 낯선 사람, 국내 거주 외국인에 대한 신뢰 정도를 응답하도록 하였다. 대인신뢰 문항은 모두 4점 척도(1=전혀 신뢰하지 않는다~4=매우 신뢰한다)로 측정되었으며, 이에 순서형 척도로 간주하고 분석을 진행하였다. 대인신뢰를 내집단신뢰와 외집단신뢰로 구분할 때는 선행 연구들(Delhey et al. 2011; Uslaner 2002)에 근거하여 내집단신뢰에 가족신뢰, 지인신뢰, 이웃신뢰를, 외집단신뢰에는 일반적 신뢰, 처음 만난 낯선 사람과 국내 거주 외국인에 대한 신뢰를 포함하고자 하였으나, 이웃신뢰의 경우 외집단신뢰로 포함시킬 가능성도 존재함에 따라(Uslaner 2002; 김상옥·김승현 2018) 이웃신뢰를 각각 내집단신뢰와 외집단신뢰로 포함한 두 모형의 적합도 지수를 비교하여 모형을 선택하였다. 또한 대인신뢰 문항을 순서형 척도로 간주하는 것이 적절한지 여부를 확인하기 위해 연속형 척도를 적용한 모형과의 적합도 지수를 추가로 비교하였다.

본 연구에서는 요인혼합모형을 적용하여 대인신뢰의 잠재계층을 유형화한 후, 대

인신뢰와 관련이 있을 것으로 예상되는 인구통계학적 요인인 성별, 연령, 가구소득, 학력, 배우자 유무, 종교의 유무가 잠재계층 유형 분류에 영향을 미치는지를 확인하고자 하였다. 성별은 이분 변수로 여성 = 1, 남성 = 0이 되도록 재코딩하였으며, 연령은 ‘19세~29세’, ‘30대’, ‘40대’, ‘50대’, ‘60~65세’, ‘65세 이상’의 6개 범주로 조사된 것을 통계청(2024)의 2023년 생애단계별 행정통계에서 사용된 연령 기준에 따라 청년층(20대, 30대), 중장년층(40대, 50대, 60~65세), 노년층(65세 이상)의 범주형 변수로 재코딩한 후 청년층을 기준집단으로 하는 더미변수를 생성하여 분석에 적용하였다. 학력의 경우 ‘초졸 이하’, ‘중졸’, ‘고졸’, ‘대졸 이상’의 4개 범주로 조사된 것을 ‘고졸 이하’를 0, ‘대졸 이상’을 1로 재코딩한 이분형 변수로 활용하였으며, 가구소득의 경우 100만원 단위로 구분하여 측정된 7점 척도(1=100만 원 미만~7=600만 원 이상)를 연속 변수로 활용하였다. 배우자 유무의 경우 혼인상태 문항의 ‘배우자 있음’에 해당하는 응답자를 1로, 미혼/사별/이혼/별거에 해당하는 응답자를 0으로 재코딩하여 이분 변수로 활용하였고, 종교의 유무는 종류에 상관없이 종교가 있으면 1, 없으면 0으로 재코딩하여 이분 변수로 활용하였다.

주관적 웰빙의 경우, OECD(2013)와 동일하게 긍정적 정서(행복), 부정적 정서(걱정, 우울), 삶에 대한 만족도, 유데모니아를 묻는 5문항으로 측정되었다. 문항 내용은 “귀하는 어제 어느 정도 행복했다고 생각하십니까?”, “귀하는 어제 어느 정도 걱정을 하셨습니까?”, “귀하는 어제 어느 정도 우울하셨습니까?”, “귀하는 요즘 자신의 삶에 대해 전반적으로 얼마나 만족하고 있습니까?”, “귀하는 요즘 자신이 하고 있는 일이 전반적으로 얼마나 가치 있다고 생각하십니까?”로 모두 11점 척도로 측정되었으며, 부정적 정서 2문항(걱정, 우울)의 경우 역코딩을 하여 점수가 높을수록 주관적 웰빙이 높은 것으로 해석될 수 있도록 하였다. 문항 신뢰도 Omega coefficient 값은 .84로 나타났으며, 분석에는 5문항의 평균값을 계산하여 연속 변수로 사용하였다.

분석에 사용된 주요 변수들의 기술 통계와 상관계수는 <표 1>에 제시하였다. 대인신뢰의 경우 가족신뢰가 제일 높고(평균=3.51, 표준편차=.65) 낯선사람신뢰(평균=1.92, 표준편차=.68)와 외국인신뢰(평균=1.91, 표준편차=.68)가 가장 낮은 것으로 나타났으며, 주관적 웰빙의 평균은 6.39, 표준편차는 1.13으로 나타났다. 또한, 척도와 왜도가 절댓값이 모두 2와 7을 넘지 않아 정규성 가정에 위배되지 않는 것으로 판단하였다(West et al. 1995).

<표 1> 주요 변수 기술 통계 및 상관계수*

변수	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1 일반적 신뢰	-												
2 가족신뢰	.146	-											
3 이웃신뢰	.288	.465	-										
4 지인신뢰	.198	.472	.335	-									
5 낯선 사람 신뢰	.227	-.115	.212	.200	-								
6 외국인 신뢰	.175	-.124	.178	.186	.743	-							
7 성별	-.012	.011	.006	-.018	-.028	-.034	-						
8 연령	.057	-.004	.142	-.038	.000	-.016	.050	-					
9 가구 소득	-.057	.051	-.063	.021	.008	.011	-.070	-.478	-				
10 학력	.001	.050	-.064	.078	.024	.051	-.208	-.655	.465	-			
11 배우자 유무	.046	.028	.091	-.001	.047	.042	-.115	.356	.176	-.021	-		
12 종교 유무	.058	.015	.049	.044	.041	.032	.173	.213	-.114	-.130	.042	-	
13 주관적 웰빙	.159	.275	.169	.199	.025	.021	-.022	-.118	.138	.124	.075	-.070	-
평균	2.58	3.51	2.72	2.83	1.92	1.91	.52 [†]	.46/.25 ^{††}	4.98	.46 [†]	.71 [†]	.34 [†]	6.39
표준편차	.56	.65	.70	.65	.68	.68	-	-	1.76	-	-	-	1.13
왜도	-.43	-1.10	-.27	-.39	.28	.26	-	-	-.50	-	-	-	.13
첨도	-.41	.60	.01	.47	-.27	-.32	-	-	-.79	-	-	-	-.17

* 상관계수는 R의 psych::mixedCor 함수를 활용하여 계산함.

† 이분 변수의 경우 1(성별=여성, 학력=대졸 이상, 배우자 유무=있음, 종교 유무=있음)의 비율.

†† 1(중장년층)의 비율 / 2(노년층)의 비율.

3. 분석 방법

본 연구에서는 대인신뢰가 내집단신뢰와 외집단신뢰로 구분되는 다차원적 개념임을 고려하여 대인신뢰의 잠재계층을 파악하고, 다른 변수들과의 관련성을 검증하고자 요인혼합모형을 적용하였다. 요인혼합모형은 요인분석과 잠재계층분석을 결합한 모형으로, 모집단의 잠재적 이질성을 파악할 때 심리적 구인의 요인 구조를 고려할 수 있다는 장점을 가진다(Lubke & Muthén 2005; Muthén 2006). 기존의 요인분석은 모든 응답자가 동일한 집단에 속해 있는 것으로 가정하고 관찰 변수(observed variable)를 설명하기 위한 심리적 구인을 연속형 잠재 변수로 취급하는데, 이로 인해 하위 집단으로의 분류가 불가능하며 따라서 모집단의 잠재적 이질성을 파악하기 어렵다. 또한, 잠재계층분석은 심리적 구인을 범주형 잠재 변수로 취급하여 관찰 변수에 대한 응답 패턴에 따라 잠재계층을 분류하는 분석으로, 연구 모집단의 잠재적 이질성을 파악할 수 있으나 지역 독립성 가정으로 인해 같은 잠재계층에 속하는 경우 관찰 변수 간의 상관은 없는 것으로 간주된다(Lubke & Muthén 2005; Miettunen et al. 2016). 따라서, 심리적 구인이 다차원성을 지니는 경우의 요인 구조를 모형에 반영할 수 없다. 이에 반해 요인혼합모형은 심리적 구인의 요인 구조를 설정하여 요인점수를 추정함과 동시에 잠재계층 분류를 통해 연구 모집단의 이질성을 파악함으로써, 위와 같은 분석들의 한계점을 보완하며 보다 다양한 모형의 구축을 통한 다양한 해석이 가능하다(Clark et al. 2013).

요인혼합모형에서는 각각의 모수에 대한 동일성 가정이 이루어지는 정도에 따라 잠재계층별 요인 구조를 다르게 추정할 수 있으며, 모형의 해석 또한 동일성 가정의 정도에 따라 상이하게 된다. 가장 많은 동일성 가정이 적용되는 모형은 잠재계층 요인분석 모형(Latent Class Factor Analysis, LCFA; Muthén 2006)으로, 요인의 공분산행렬은 영행렬로 고정하고, 관찰 변수가 범주형 서열 척도임에 따라 추정되는 경계값(threshold)과 요인 부하량(factor loading)이 모든 잠재계층에 대하여 동일하다고 가정하는 모형이다. 이때 계층에 따른 가변적인 추정 모수는 요인점수의 평균뿐이며, 따라서 해당 모형에서는 다집단 확인적 요인분석(Multigroup CFA)과 유사한 방식으로 잠재계층 간의 비교가 가능하다. 즉, 한 잠재계층을 기준 계층으로 설정하여 요인점수 평균을 0으로 고정한 후, 나머지 잠재계층 요인점수 평균과의

상대적인 비교를 통해 계층 간 비교를 하는 방식이다. 잠재계층 요인분석 모형은 요인의 공분산행렬을 영행렬로 고정하기 때문에 요인들의 분포가 이산적이며, 따라서 요인에 대한 분포적 가정이 요구되지 않는 비모수적(nonparametric) 모형이라는 특징이 있다(Hallquist & Wright 2014). 또한 잠재계층분석에 비해 추정 모수가 상대적으로 적어 간명성을 확보할 수 있으며, 이로 인해 해석이 용이하다는 장점이 있다(Muthén 2006).

한편 요인의 공분산행렬을 영행렬로 고정하지 않고 계층마다 자유롭게 추정한다면 요인의 분산이 발생하게 되는데, 이때 각 요인은 모수적 분포인 정규분포를 가정하게 되며 해당 모형은 분포들의 결합으로 표현된다. 이 경우, 해당 모형은 모수적 모형이지만 비모수적 모형으로의 근사에 가까우며, 동시에 각 잠재계층 내 개인의 요인별 이질성을 반영할 수 있다는 특징이 있다. 범주형 서열 척도의 경계값과 요인 부하량을 잠재계층마다 자유롭게 추정하여 동일성 가정을 최소화하는 모형도 가능하나, 이 경우에는 더 이상 요인이 아닌 응답자들의 문항에 대한 해석과 응답에 기반하여 잠재계층이 결정되기 때문에 계층 간 요인점수의 비교가 불가능해진다. 또한, 자유롭게 추정되는 모수가 증가할수록 모형이 수렴되지 않는 현상이 자주 발생하고, 이러한 문제는 관찰 변수가 범주형 변수일 때 더욱 자주 나타나는 경향이 있다(Lubke & Neale 2008). 따라서 본 연구에서는 모형의 수렴 가능성, 해석 가능성 및 간명성을 고려하여 비모수적 모형인 LCFA 모형을 적용하였다.

본 연구에서 적용한 LCFA 모형의 분석 순서는 다음과 같다(Clark et al. 2013). 우선 요인분석과 잠재계층분석을 각각 시행하여 최적의 요인 개수 및 잠재계층의 개수를 설정한다. 요인분석의 경우 요인의 개수를 하나씩 늘려가며 적합도를 비교한 후 최적의 요인 개수를 선정하기도 하나, 본 연구는 대인신뢰가 내집단신뢰와 외집단신뢰의 2요인 구조로 구분된다는 이론적 배경 및 선행 연구에 기반하여 1요인 구조와 2요인 구조만을 비교하고자 하였다. 이때 1요인 구조는 대인신뢰를 단일 차원으로 보고 6개의 대인신뢰 문항을 모두 관찰 변수로 포함한 것이고, 2요인 구조는 대인신뢰를 다차원적 개념으로 보고 내집단신뢰와 외집단신뢰로 구분하여 각 하위 요인을 측정하는 문항을 관찰 변수로 포함한다. 잠재계층분석의 경우 이후에 제시된 모형 선정의 근거를 바탕으로 최적의 잠재계층 수를 정하고, 이를 LCFA 모형 적합을 위한 기준으로 삼는다. 다음으로, 최적의 요인 개수와 잠재계층의 수를 결합한 LCFA 모형이 적합될 때까지 잠재계층의 수를 하나씩 증가시키며 모형을

적합시킨 후, 적합된 모형들 간의 비교를 통해 최적의 LCFA 모형을 선정한다. 예를 들어 요인분석에서 2요인 구조가, 잠재계층분석에서 5개 계층이 최적의 모형으로 결정되었다면, LCFA 모형을 적합할 때는 2요인-2계층부터 2요인-5계층 모형이 될 때까지 잠재계층의 수를 하나씩 증가시키며 모형의 적합을 진행하게 된다.

모형 선정의 근거로는 정보지수, 모형 비교 검정, 분류의 질, 잠재계층의 비율과 해석 가능성을 종합적으로 고려하였다. 정보지수로는 AIC(Akaike Information Criterion; Akaike 1974), BIC(Bayesian Information Criterion; Schwarz 1978), SABIC(Sample-size Adjusted BIC; Sclove 1987)를 살펴보았으며, 정보지수의 값이 작을수록 모형의 적합도가 좋은 것으로 판단할 수 있다. 모형 비교 검정의 경우, 같은 요인 구조 모형에 대하여 최적의 잠재계층 수를 결정하기 위해 LMR-LRT(Lo et al. 2001)과 BLRT(Peel & McLachlan 2000)가 주로 시행되는데, 표본조사에서의 가중치를 분석에 반영해야 하는 경우 BLRT를 시행할 수 없어 LMR-LRT 결과만을 참고하였다. 모형 비교 검정에서 도출되는 유의확률 값(p -value)이 k 개 잠재계층 모형에서 유의하고 $(k+1)$ 개 잠재계층 모형에서 유의하지 않다면, k 개 잠재계층 모형을 최종 모형으로 선택하게 된다. 분류의 질을 평가하는 Entropy의 경우 0과 1 사이의 값을 가질 수 있으며 1에 가까울수록 분류의 질이 높은 것으로 평가하고(Celeux & Soromenho 1996), 잠재계층 비율의 경우 각 잠재계층마다 적어도 1% 이상이 되어야 한다는 기준을 참고하였다(Jung & Wickrama 2008).

대인신뢰의 잠재계층 분류에 영향을 미치는 인구통계학적 요인을 알아보고, 잠재계층 유형에 따른 주관적 웰빙의 차이를 살펴보기 위하여 3단계 접근법(3-step approach)을 적용하였다(Bolck et al. 2004; Vermunt 2010). 영향요인과 결과변수를 포함한 상태에서 요인혼합모형을 분석하게 되면 잠재계층의 분류에 영향을 미치게 되므로, 이를 방지하고자 먼저 영향요인과 결과변수를 포함하지 않은 상태로 요인혼합모형의 분석을 시행하여 최적의 모형을 결정하였다. 이후, 각 개인에게 잠재계층을 할당하는 과정에서 발생하는 분류 오류를 제약한 후 다항 로지스틱 회귀분석(Multinomial Logistic Regression)을 통해 영향요인의 효과를 추정하고, 결과변수와의 연관성을 검증하였다(Asparouhov & Muthén 2013). 데이터 전처리 및 기술통계 분석은 R 4.2.2를, 모형 분석을 위해 Mplus 8.3의 MLR(Maximum Likelihood with Robust standard errors) 추정치를 사용하였다.

IV. 연구 결과

1. LCFA 분석 결과

LCFA 모형의 결정을 위해 우선적으로 잠재계층분석과 요인분석을 진행하였다. 먼저, 최적의 잠재계층 수를 결정하기 위해 계층의 수를 2개부터 하나씩 늘려가며 정보지수(AIC, BIC, SABIC)와 Entropy, 모형 비교 검정(LMR-LRT), 잠재계층별 비율을 종합적으로 비교하였으며, 분석결과를 <표 2>에 제시하였다.

<표 2> 잠재계층분석 비교 결과

잠재계층 수	AIC	BIC	SABIC	npar [*]	Entropy	LMR LRT	잠재계층 비율
2	90641.04	90900.71	90783.14	37	.712	0	63.2% 36.8%
3	88873.47	89266.49	89088.53	56	.740	0	46.4% 32.2% 21.4%
4	86992.79	87519.15	87280.81	75	.778	0	43.8% 24.8% 20.5% 10.9%
5	86403.05	87062.75	86764.04	94	.784	0	40.1% 26.1% 20.0% 10.8% 3.0%
6	86015.29	86808.33	86449.24	113	.739	.508	28.6% 24.8% 22.3% 12.7% 8.6% 3.0%

* npar: 추정 모수의 수.

정보지수인 AIC, BIC, SABIC의 경우 계층의 수가 증가할수록 모두 감소하는 것으로 나타났고 잠재계층의 수가 3개에서 4개로 증가할 때의 감소 폭이 가장 큰 것으로 나타났으며, Entropy의 경우 잠재계층이 5개일 때의 값이 가장 준수하였고 LMR-LRT의 경우 잠재계층 수가 5개에서 6개로 넘어갈 때 처음으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 따라서, LCFA 모형 분석 시 5개 계층까지 분석하는 것으로 결정하였다(Nylund et al. 2007). 요인분석의 경우 1요인 모형과 2요인 모형의 확인적 요인분석(Confirmatory Factor Analysis)을 진행하여 정보지수를 비교한 결과를 <표 3>에 제시하였다.

<표 3> 요인분석 비교 결과

요인 수	AIC	BIC	SABIC	npar*
1	90774.85	90943.29	90867.02	24
2 (이웃-외집단)	88787.92	88956.35	88880.09	24
2 (이웃-내집단)	88016.34	88184.77	88108.50	24

* npar: 추정 모수의 수.

비교 결과, 이웃신뢰를 내집단신뢰에 포함한 2요인 모형의 정보지수가 가장 낮게 나타나고 있었다(BIC=88184.77). 추가로 WLSMV 추정 방식에 기반하여 문항 간 공분산을 고려하지 않고 요인분석을 진행한 결과, 2요인 이웃-내집단 모형(CFI=.904, TLI=.820, RMSEA=.123 [.117, .130])이 1요인 모형(CFI=.722, TLI=.537, RMSEA=.253 [.247, .259])보다 적절한 것으로 확인되었다. 또한 2요인 모형의 문항 척도를 연속형과 순서형으로 구분하여 요인을 분석한 결과, 순서형 척도의 정보지수(BIC=88184.77)가 연속형 척도(BIC=90678.19)보다 낮게 나타나, 순서형 척도가 분석에 더 적절한 것으로 판단하였다.

선택된 최종 모형의 요인 부하량은 <표 4>에 제시하였으며, 내집단신뢰와 외집단신뢰의 문항 신뢰도 Omega coefficient 값은 각각 .61, .66으로 나타났다. 위 결과에 따라, LCFA 모형 분석에서는 2요인-2계층 모형부터 2요인-5계층 모형까지 총 4개의 모형을 비교하였다.

<표 4> 대인신뢰 요인 모형의 표준화 요인 부하량

요인	하위요인	관찰 변수(문항)	요인 부하량 (표준오차)
대인신뢰	내집단신뢰	가족신뢰	.837* (.028)
		이웃신뢰	.518* (.022)
		지인신뢰	.571* (.021)
	외집단신뢰	일반적 신뢰	.264* (.018)
		낯선사람 신뢰	.965* (.010)
		외국인 신뢰	.774* (.012)

* $p < .05$.

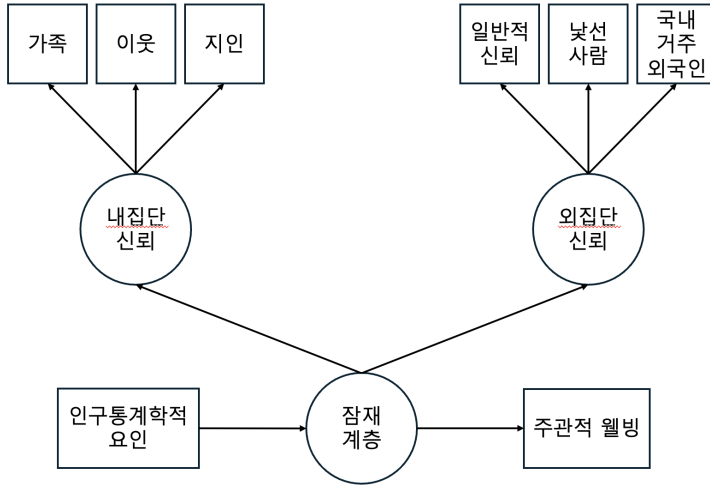
LCFA 모형 비교 결과는 <표 5>에 제시하였다. 2요인-5계층 모형(2f5c)의 경우 모형이 수렴하지 않아 비교에서 제외하였으며, 정보지수의 경우 2요인-4계층 모형(2f4c)에서 그 값이 가장 작았다. LMR-LRT 또한 모형이 수렴한 4계층까지 유의한 것으로 나타나, 2요인-4계층 모형(2f4c)을 최적의 LCFA 모형으로 선정하였다.

<표 5> LCFA 모형 비교 결과

	AIC	BIC	SABIC	npar*	Entropy	LMR LRT
2f2c	90785.52	90960.97	90881.52	25	.714	0
2f3c	89493.46	89689.97	89600.99	28	.799	0
2f4c	88328.68	88546.24	88447.73	31	.728	0
2f5c	추정 실패					

* npar: 추정 모수의 수.

본 연구에서 적용한 최종 연구 모형은 <그림 1>과 같다.



<그림 1> 연구 모형

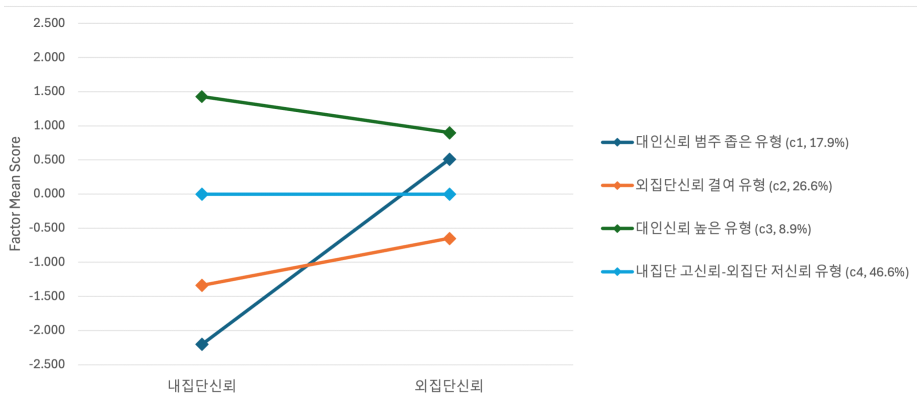
2. 대인신뢰 잠재계층별 특성

최종적으로 선정된 2요인-4계층 LCFA 모형의 잠재계층별 특성과 각 요인의 요인점수 평균을 <표 6>과 <그림 2>에 제시하였으며, 각 잠재계층별 문항응답확률을 <표 7>에 제시하였다. 우선, 각 요인점수의 평균을 0으로 고정한 기준집단(c4)의 경우 전체의 46.6%(3,846명)로 가장 많은 인원이 소속되었다. 기준집단의 문항응답확률을 확인한 결과 내집단신뢰 문항은 전반적으로 긍정 응답 확률이 높은 편이었으며, 외집단신뢰 문항 중 일반적 신뢰의 경우 긍정 응답 확률이 조금 더 높은 편이지만 처음 만난 낯선 사람 신뢰와 국내 거주 외국인 신뢰의 경우 부정 응답 확률이 높았고 극단적인 수준으로는 나타나지 않았다. 이에 해당 집단을 ‘내집단 고신뢰-외집단 저신뢰 유형’으로 명명하였다.

<표 6> 2요인-4계층 대인신뢰 잠재계층 유형

잠재계층 유형	내집단신뢰 평균 (표준오차)	외집단신뢰 평균 (표준오차)	비율 (N)
대인신뢰 범주 좁은 유형 (c1)	-2.200 (.210)	.509 (.049)	17.9% (1,478)
외집단신뢰 결여 유형 (c2)	-1.337 (.118)	-.648 (.053)	26.6% (2,193)
대인신뢰 높은 유형 (c3)	1.427 (.143)	.901 (.074)	8.9% (734)
내집단 고신뢰 - 외집단 저신뢰 유형 (c4) [†]	0 (0)	0 (0)	46.6% (3,846)

† 기준집단.



<그림 2> 대인신뢰 잠재계층별 요인점수 평균

기준집단을 중심으로 각 집단을 비교해 보면, 첫 번째 집단(c1)의 경우 전체의 17.9%(1,478명)가 속하며, 외집단신뢰의 요인점수 평균은 기준집단(c4)보다 약간 높은 수준으로 나타났으나($M=.509$) 여전히 낮은 사람 신뢰와 외국인 신뢰의 부정 응답 확률이 높으며, 내집단신뢰의 요인점수 평균은 네 집단 중에서 가장 낮게 나타나고 있었다($M=-2.200$). 이로부터 첫 번째 집단은 타인에 대한 신뢰가 내집단과 외집단에서 모두 부정적인 경향을 보이고 특히 밀접한 대상에 대한 신뢰가 낮은 집단이자, 신뢰의 범주가 좁은 집단으로 이해해볼 수 있다. 이에 해당 집단을 ‘대인신뢰 범주 좁은 유형’으로 명명하였다. 두 번째 집단(c2)의 경우 전체의 26.6% (2,193명)가 속하며, 내집단신뢰 요인점수의 평균은 기준집단(c4)보다는 낮고 ‘대인신뢰

범주 좁은 유형' 보다는 높게 나타났으나($M=-1.337$), 외집단신뢰의 경우 요인점수의 평균이 네 집단 중 가장 낮게 나타났다($M=-.648$). 특히, 낮은 사람 신뢰와 외국인 신뢰에 대한 부정 응답 확률이 매우 높게 나타나고 있었다. 이에 해당 집단을 '외집단신뢰 결여 유형'으로 명명하였다. 세 번째 집단(c3)은 전체의 8.9%(734명)가 속하며, 내집단신뢰($M=1.427$)와 외집단신뢰($M=.901$) 모두 기준집단(c4)에 비해 높은 것으로 나타났다. 해당 집단은 내집단신뢰의 문항응답확률뿐만 아니라, 외집단신뢰의 문항응답확률 또한 매우 긍정적인 것으로 나타났다. 따라서, 해당 집단을 '대인신뢰 높은 유형'으로 명명하였다.

<표 7> 잠재계층별 문항응답확률

잠재계층 유형	척도 [†]	내집단신뢰			외집단신뢰		
		가족 신뢰	이웃 신뢰	지인 신뢰	일반적 신뢰	낮선사람 신뢰	외국인 신뢰
대인신뢰 범주 좁은 유형 (c1)	1	.016	.106	.073	.013	.004	.017
	2	.164	.557	.479	.309	.614	.628
	3	.544	.320	.432	.655	.376	.349
	4	.276	.017	.016	.023	.006	.007
외집단신뢰 결여 유형 (c2)	1	.007	.051	.032	.041	.868	.767
	2	.078	.420	.308	.561	.131	.231
	3	.440	.491	.624	.390	.000	.003
	4	.475	.038	.037	.007	.000	.000
대인신뢰 높은 유형 (c3)	1	.000	.004	.002	.009	.000	.003
	2	.005	.062	.028	.234	.114	.231
	3	.059	.603	.583	.723	.819	.728
	4	.935	.331	.387	.033	.067	.038
내집단 고신뢰 - 외집단 저신뢰 유형 (c4)	1	.002	.015	.008	.022	.092	.148
	2	.022	.192	.109	.420	.886	.801
	3	.201	.675	.753	.544	.022	.051
	4	.775	.118	.129	.014	.000	.001

† 1: 전혀 신뢰하지 않는다, 2: 별로 신뢰하지 않는다, 3: 약간 신뢰한다, 4: 매우 신뢰한다

4. 대인신뢰 잠재계층의 영향요인 검증

다음으로 4개의 대인신뢰 잠재계층 유형 분류에 영향을 미치는 인구통계학적 요인들을 살펴보기 위해, 기준집단을 설정하고 나머지 집단을 한 쌍씩 비교하는 다항 로지스틱 회귀분석을 시행하였다. 회귀계수가 양수이면 영향요인의 값이 클수록 기준집단 대비 비교집단에 속할 가능성이 높은 것으로, 음수이면 비교집단 대비 기준집단에 속할 가능성이 높은 것으로 해석할 수 있다. 분석에 포함된 영향요인은 성별, 연령, 가구소득, 학력, 배우자 유무, 종교 유무이며, 분석 결과는 <표 8>에 제시하였다. 먼저 연령의 경우 청년층이 노년층에 비해 내집단 고신뢰-외집단 저신뢰 유형(c4)보다 대인신뢰 범주 좁은 유형(c1)에 속할 가능성이 높은 것으로 나타났으며, 청년층이 중장년층에 비해 내집단 고신뢰-외집단 저신뢰 유형(c4)보다 외집단신뢰 결여 유형(c2)에 속할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 학력의 경우 대졸 이상이 고졸 이하보다 대인신뢰 높은 유형(c3)에 속할 가능성이 대인신뢰 범주 좁은 유형(c1), 외집단신뢰 결여 유형(c2), 내집단 고신뢰-외집단 저신뢰 유형(c4)보다 더 높은 것으로 나타났다. 한편 모든 집단 간 비교에 대하여 성별, 가구소득, 배우자 유무, 종교 유무는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

5. 대인신뢰 잠재계층에 따른 주관적 웰빙 차이 검증

다음으로, 4개의 대인신뢰 잠재계층 유형에 따라 주관적 웰빙 수준에 차이가 존재하는지를 살펴본 결과는 <표 9>와 같다. 분석의 결과, 분류된 잠재계층 유형에 따라 주관적 웰빙 수준에 전반적으로 유의한 차이가 있는 것으로 확인되었다. 각 잠재계층끼리 쌍대 비교를 한 결과, 대인신뢰 높은 유형(c3)의 주관적 웰빙($M=6.884$)이 다른 세 집단과 비교했을 때 가장 높은 수준으로 나타났다(c3 vs c4: $\chi^2=17.181$, $p < .001$; c3 vs c2: $\chi^2=65.528$, $p < .001$; c3 vs c1: $\chi^2=118.566$, $p < .001$). 다음으로 내집단 고신뢰-외집단 저신뢰 유형(c4)의 주관적 웰빙($M=6.579$)이 외집단신뢰 결여 유형(c2)의 주관적 웰빙과 대인신뢰 범주 좁은 유형(c1)의 주관적 웰빙보다 유의하게 높았으며(c4 vs c2: $\chi^2=39.712$, $p < .001$; c4 vs c1: $\chi^2=111.471$, $p < .001$), 외집단신뢰 결여 유형(c2)의 주관적 웰빙($M=6.276$)이 대인신뢰 범주 좁은 유형(c1)보다 높은 것으로 나타났다(c2 vs c1: $\chi^2=25.850$, $p < .001$). 대인신뢰 범주 좁은 유형(c1)의 주관적 웰빙($M=5.996$)은 다른 집단과 비교했을 때 가장 낮은 수준으로 나타나고 있었다.

<표 8> 대인신뢰 잠재계층별 영향요인

영향요인	c1 vs c4 [†]			c2 vs c4 [†]		
	계수	오즈비	표준오차	계수	오즈비	표준오차
성별	-.053	.948	.114	.045	1.046	.096
연령(노년층) ^{††}	-.396 [*]	.673	.215	-.089	.915	.161
연령(중장년층) ^{††}	-.154	.857	.155	-.268 [*]	.765	.124
가구소득	-.043	.958	.039	.001	1.001	.030
학력	-.061	.941	.133	.123	1.131	.108
배우자 유무	.042	1.043	.140	-.152	.859	.112
종교 유무	.004	1.004	.125	-.071	.931	.102
영향요인	c3 vs c4 [†]			c1 vs c3 [†]		
	계수	오즈비	표준오차	계수	오즈비	표준오차
성별	-.133	.875	.133	.080	1.083	.153
연령(노년층) ^{††}	-.044	.957	.244	-.352	.703	.289
연령(중장년층) ^{††}	-.233	.792	.169	.079	1.082	.195
가구소득	-.014	.986	.047	-.029	.971	.053
학력	.435 ^{**}	1.545	.158	-.496 ^{**}	.609	.178
배우자 유무	.125	1.133	.163	-.083	.920	.187
종교 유무	.095	1.100	.133	-.091	.913	.157
영향요인	c2 vs c3 [†]			c1 vs c2 [†]		
	계수	오즈비	표준오차	계수	오즈비	표준오차
성별	.178	1.195	.137	-.098	.907	.113
연령(노년층) ^{††}	-.045	.956	.245	-.307	.736	.206
연령(중장년층) ^{††}	-.035	.966	.168	.114	1.121	.146
가구소득	.016	1.016	.046	-.045	.956	.036
학력	-.312 [*]	.732	.157	-.184	.832	.126
배우자 유무	-.277	.758	.163	.194	1.214	.133
종교 유무	-.166	.847	.137	.075	1.078	.122

c1: 대인신뢰 범주 좁은 유형, c2: 외집단신뢰 결여 유형, c3: 대인신뢰 높은 유형, c4: 내집단 고신뢰-외집단 저신뢰 유형.

- $p < .07$, * $p < .05$, ** $p < .01$.

† 기준집단, †† 비교범주: 청년층.

<표 9> 대인신뢰 잠재계층 유형에 따른 주관적 웰빙 차이

결과 변수	잠재계층 유형	평균	표준 오차	χ^2	사후검증
주관적 웰빙	대인신뢰 범주 좁은 유형 (c1)	5.996	.042	167.856***	c3 > c1***
	외집단신뢰 결여 유형 (c2)	6.276	.035		c3 > c2***
	대인신뢰 높은 유형 (c3)	6.884	.067		c3 > c4*** c4 > c1***
	내집단 고신뢰 - 외집단 저신뢰 유형 (c4)	6.579	.027		c4 > c2*** c2 > c1***

*** $p < .001$.

V. 결론 및 논의

본 연구에서는 요인혼합모형의 한 종류인 잠재계층 요인분석 모형(LCFA)을 적용하여 대인신뢰를 내집단신뢰와 외집단신뢰로 구분되는 다차원적 개념으로 보고, 이에 따른 잠재계층 유형을 분류하고 유형별 특징을 살펴보았다. 또한, 대인신뢰의 잠재계층 분류에 영향을 미치는 인구통계학적 요인을 살펴보고, 잠재계층 유형에 따라 주관적 웰빙 수준에 차이가 있는지 확인하였다. 본 연구의 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, LCFA 모형 분석 결과, 가족신뢰, 이웃신뢰, 지인신뢰를 내집단신뢰로, 일반적 신뢰, 처음 만난 낯선 사람 신뢰, 국내 거주 외국인 신뢰를 외집단신뢰로 구분한 2요인 구조에 기반한 4개의 잠재계층이 도출되었다. 각 잠재계층별 특성을 살펴보았을 때 가장 많은 비율을 차지한 집단은 ‘내집단 고신뢰-외집단 저신뢰 유형’으로 전체의 46.6%를 차지하였으며, 해당 집단은 내집단신뢰는 높은 편이고 외집단신뢰는 낮은 편으로 나타났다. 두 번째로 많은 비율을 차지한 집단은 ‘외집단신뢰 결여 유형’으로 전체의 26.6%를 차지하였으며, 외집단신뢰의 요인점수 평균이 4개의 잠재계층 중 가장 낮은 것으로 나타났다. 외집단신뢰가 가장 낮은 두 집단이 전체 표본의 많은 부분을 차지한다는 점과 ‘대인신뢰 높은 유형’의 비율이 8.9%로 가장 낮다는 점은, 여전히 우리 사회가 내집단신뢰는 높고 외집단신뢰가 낮은, 신뢰의 범주가 좁은 사회임을 시사한다.

분류된 집단 중에서도 대인신뢰 범주 좁은 유형과 외집단신뢰 결여 유형을 구체적으로 살펴볼 필요가 있다. 대인신뢰 범주 좁은 유형의 경우 외집단신뢰의 요인점수 평균이 외집단신뢰 결여 유형이나 내집단 고신뢰-외집단 저신뢰 유형보다 높으나 내집단신뢰의 요인점수 평균이 매우 낮게 나타나는 것이 특징인데, 문항응답확률을 살펴보면 가족신뢰와 일반적 신뢰에 대한 응답을 제외하고는 모두 부정 응답 확률이 높게 나타나고 있었다. 이로부터 해당 유형은 가족을 제외하고는 타인에 대한 신뢰가 내집단과 외집단에서 모두 부정적인 경향을 보이는, 신뢰의 범주가 가장 좁은 유형으로 파악되었다. 한편, 외집단신뢰 결여 유형의 경우 내집단신뢰는 긍정적인 편이나 외집단신뢰가 매우 낮은 것으로 확인되었다. 따라서 해당 집단은 대인신뢰 범주 좁은 유형에 비해 대인신뢰의 범주는 조금 더 넓으나 이는 밀접한 대상에 한정되며, 외집단신뢰의 수준이 매우 낮게 나타나는 내집단 중심적 유형으로 해석할 수 있다. 이처럼 요인혼합모형을 적용하여 대인신뢰의 다차원성을 분석에 반영함으로써, 분류된 잠재계층에 따라 신뢰의 수준과 범주가 상이하게 나타나고 있음을 확인할 수 있었다.

둘째, 대인신뢰의 잠재계층 분류에 영향을 미치는 요인을 살펴본 결과, 연령과 학력만이 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 우선, 청년층이 중장년층보다 내집단 고신뢰-외집단 저신뢰 유형(c4)에 비해 외집단신뢰 결여 유형(c2)에 속할 가능성이 높은 것으로 나타났으며, 청년층이 노년층보다 내집단 고신뢰-외집단 저신뢰 유형(c4)에 비해 대인신뢰 범주 좁은 유형(c1)에 속할 가능성이 높았다. 이는 연령이 높을수록 대인신뢰가 높게 나타나는 기존의 선행연구들과 어느 정도 상응하는 결과이다(Li & Fung 2013; Tokuda et al. 2008; 박병진 2007). 즉, 기성 세대에 비해 청년 세대의 신뢰의 수준이 비교적 낮고 신뢰의 범주가 좁게 나타나는 것으로 해석할 수 있는데, 청년 세대의 낮은 대인신뢰는 21세기 신자유주의 사회에서 강조되어 온 극심한 경쟁과 타인과의 비교에서 비롯된 ‘생존주의 세대’의 각자도생의 결과로 이해할 수 있다(김홍중 2015; 김희삼 2018; 박채림·한창근 2023). 이에 더하여 사회통합실태조사의 일반적 신뢰 문항에 긍정적으로 응답한 19-29세와 30-39세 청년의 비율이 전 연령층 중에서 가장 낮은 비율을 보이는 것은, 현 시점에서 청년 세대의 대인신뢰 문제가 주요한 사회적 문제로 다루어져야 함을 시사한다(한국행정연구원 2024a). 따라서, 후속 연구에서는 청년의 대인신뢰에 초점을 맞추어, 이를 향상시키거나 저하시키는 영향 요인을 보다 심층적으로 탐색할 필요가 있다.

학력의 경우, 최종 학력이 높은 사람일수록 대인신뢰 범주 좁은 유형(c1), 외집단

신뢰 결여 유형(c2), 내집단 고신뢰-외집단 저신뢰 유형(c4)보다 대인신뢰 높은 유형(c3)에 속할 가능성이 더 높은 것으로 나타났는데, 이는 교육이 사회 자본에 미치는 긍정적 외부효과를 설명한 선행 연구들(Algan & Cahuc 2013; Helliwell & Putnam 2007; Soroka et al. 2003; 박희봉 외 2003)과 상응하는 결과라고 할 수 있다. 그러나 최근 한국의 교육 환경은 치열한 입시 경쟁과 타인에 대한 경계로 인해 신뢰를 형성하는 것이 점점 어려워지고 있기에, 공교육의 차원에서 상호 존중과 협력에 기반한 수평적 활동들을 구성하여 학생들이 학창 시절부터 타인에 대한 신뢰가 내재화될 수 있도록 노력을 기울일 필요가 있다(김희삼 2018). 또한, 학력을 인적 자본의 관점에서 본다면 학력이 높을수록 주변에 믿고 의지할 수 있는 사람이 비교적 다양해지며, 이는 곧 풍부한 사회 자본으로 연결된다. 반대로 학교를 진학하지 않고 곧바로 일을 시작한 개인의 경우 사회적 관계망이 비교적 좁아 대인신뢰가 낮게 나타날 수 있으므로, 이들의 사회참여 촉진을 통해 사회적 관계망을 확장시킬 수 있는 다각적인 지원이 지속적으로 요구된다. 예를 들어 청년층의 경우 서울시 청년기본조례에 근거하여 조성된 무중력지대와 같은 청년공간들을 더욱 활성화하고, 노년층의 경우 사회 자본이 취약한 인구를 중심으로 사회참여 욕구를 파악하고 이에 맞는 서비스를 제공하려는 노력이 필요하다(김세진·이선희 2022).

셋째, 대인신뢰의 잠재계층 유형에 따른 주관적 웰빙의 차이를 비교한 결과, 모든 집단 간의 차이가 유의하게 나타났다. 특히, 신뢰의 범주가 가장 넓고 신뢰의 수준이 가장 높다고 볼 수 있는 ‘대인신뢰 높은 유형’에서 주관적 웰빙이 가장 높은 것으로 나타났으며, ‘내집단 고신뢰-외집단 저신뢰 유형’, ‘외집단신뢰 결여 유형’, 그리고 신뢰의 범주가 가장 좁은 ‘대인신뢰 범주 좁은 유형’의 주관적 웰빙이 가장 낮은 것으로 확인되었다. 이는 대인신뢰와 주관적 웰빙이 정적인 상관관계가 있는 것을 보이는 기존의 선행 연구를 지지하는 결과라고 할 수 있다(Algan & Cahuc 2013; Helliwell et al. 2016; Helliwell & Wang 2011; Morrene et al. 2009, Tokuda et al. 2008). 또한 ‘대인신뢰 범주 좁은 유형’의 주관적 웰빙이 ‘외집단신뢰 결여 유형’보다 낮게 나타나는데, 이로부터 낮은 내집단신뢰, 즉 비교적 가까운 관계에 있는 대상에 대한 신뢰의 부재가 개인의 주관적 웰빙에 부정적인 영향을 미치는 것으로 해석해볼 수 있다. 내집단에 대한 신뢰가 갖춰져야 외집단에 대한 신뢰로 확장될 수 있음을 고려한다면(Delhey & Welzel 2012), 신뢰의 범주가 좁고 동시에 신뢰의 수준이 낮은 개인의 경우 우선적으로 내집단신뢰가 확보될 필요가 있다. 더불어, 높은 수준의 내집단신뢰와 외집단신뢰가 높은 주관적 웰빙으로 이어진다는 결

과는, 대인신뢰의 형성이 내집단에 국한될 것이 아니라 외집단까지 확장되어야 할 필요성을 시사한다. 이는 가족을 포함한 내집단에 대한 의존도가 높은 동아시아 국가에게는 하나의 주요한 사회적 과제이다. 높은 수준의 대인신뢰는 개인 수준의 삶의 질을 향상시키는 것을 넘어서 높은 수준의 사회신뢰와 사회통합으로 연결되므로, 지속 가능한 사회의 발전을 위해 개인과 사회의 신뢰의 수준을 높이고 범주를 넓히기 위한 사회 전반의 노력이 그 어느 때보다 필요한 시점이다.

본 연구는 심리적 구인의 요인 구조를 고려함과 동시에 모집단의 잠재적 이질성을 파악할 수 있는 요인혼합모형을 적용하여, 내집단신뢰와 외집단신뢰로 구분되는 대인신뢰의 다차원적 요인 구조를 고려하며 대인신뢰의 잠재계층을 유형화하고, 잠재계층 유형별 특성을 확인하였다는 데에 방법론적 의의가 있다. 또한, 대인신뢰와 연관이 있는 것으로 알려져 있는 인구통계학적 요인들과의 관계를 분석함으로써, 우리 사회의 대인신뢰의 특징을 더욱 명확하게 파악하고 이에 따른 발전 방향성을 제언하였다. 더불어 주관적 웰빙의 향상을 위해서는 내집단신뢰의 형성을 기반으로 외집단신뢰까지 확장되어야 함을 강조하였으며, 이는 대인신뢰를 단일 문항 또는 단일 차원으로 분석했을 때는 확인할 수 없었던 결과이다.

이러한 연구의 의의에도 불구하고 본 연구는 몇 가지 한계점을 가진다. 우선, 요인혼합모형은 추정 모수의 제약 정도에 따라 다양한 모형 구성이 가능한데, 본 연구에서는 모형의 비수렴 문제로 인해 요인 부하량과 임계값을 계층마다 동일하게 제약하는 LCFA 모형만을 비교하였다. 이러한 추정 문제는 요인혼합모형의 적합 시 빈번히 나타나는 문제로, 특히 관찰 변수가 범주형 변수일 때 더욱 자주 발생한다(Kim et al. 2023; Lubke & Neale 2008). 추후 요인혼합모형을 적용할 때에는 이 점에 유의하여 분석을 진행할 필요가 있다. 또한 본 연구의 결과는 2024년 사회통합실태조사의 문항들을 활용해 진행된 연구 결과임에 따라, 본 조사에서 사용된 문항들과 다른 문항들로 대인신뢰를 측정한 경우 결과의 직접적인 비교가 어렵다는 점이다. 예를 들어, 사회통합실태조사에는 외집단신뢰에 관하여 WVS에서 조사한 ‘다른 종교를 가진 사람에 대한 신뢰’와 관련된 문항이 빠져 있어, 유사한 문항을 활용한 다른 국가들과의 직접적인 비교가 어렵다는 한계를 가지고 있다. 그러나 대인신뢰를 단일 차원이 아닌 내집단신뢰와 외집단신뢰로 구분하여 볼 필요성은 여전히 유효하므로, 추후 연구에서 다른 사회조사 자료를 이용할 때에는 대인신뢰의 다차원성을 고려하며 분석을 진행할 필요가 있다.

더불어 본 연구는 한 시점에서 조사된 자료를 이용한 횡단 연구로 진행되었다.

따라서 추후 연구에서는 지속적으로 감소해 온 국내 대인신뢰의 중단적 추세를 설명하는 요인에 대해 탐색함으로써, 이를 극복하기 위한 보다 구체적인 방안을 모색할 필요가 있다. 본 연구결과를 바탕으로 후속 연구에서 요인혼합모형의 다양한 적용과 함께 대인신뢰에 관한 논의가 다각적으로 진행될 수 있기를 기대한다.

참고문헌

- 강혜진·이민아. 2019. “사회신뢰와 대인신뢰가 행복에 미치는 영향에 관한 연구- 삶의 질 매개효과 차이를 중심으로.” 《한국정책학회보》 28(1): 329-361.
- 김미선·황민지·김정석. 2024. “가족관계 만족 및 대인신뢰에 따른 존엄사 태도의 차이.” 《한국인구학》 47(1): 109-129.
- 김상묵·김승현. 2018. “사회신뢰와 정부의 역할.” 《한국공공관리학보》 32(2): 1-24.
- 김성아·정해식. 2019. “연령대별 삶의 만족 영향요인 분석과 정책 과제.” 《보건복지포럼》 2019(4): 95-104.
- 김세진·이선희. 2022. “한국 노인의 사회적 관계 및 활동의 변화.” 《보건복지포럼》 2022(9): 77-91.
- 김홍중. 2015. “서바이벌, 생존주의, 그리고 청년 세대: 마음의 사회학의 관점에서.” 《한국사회학》 49(1): 179-212.
- 김희삼. 2018. “저신뢰 각자도생 사회의 치유를 위한 교육의 방향.” 《KDI FOCUS》 91: 1-8.
- 류태진. 2014. “한국·일본·미국·독일의 대인신뢰와 정부신뢰: 수준과 영향요인 비교분석.” 《한국정치연구》 23(3): 189-218.
- 박병진. 2007. “신뢰형성에 있어 사회참여와 제도의 역할.” 《한국사회학》 41(3): 65-105.
- 박준성·박은미·정태연. 2009. “종교성이 일반적 신뢰, 자기-효능감 그리고 생활만족도에 미치는 영향.” 《종교연구》 55: 159-190.
- 박채림·한창근. 2023. “사회 신뢰가 청년의 우울에 미치는 영향: 성별 차이를 중심으로.” 《한국보건사회연구》 43(1): 141-156.
- 박현주. 2017. “사회환경에 대한 인식이 대인신뢰에 미치는 영향.” 《공공사회연구》 7(4): 31-54.
- 박희봉·이희창·김동욱·김철수·박병래. 2003. “한국인의 신뢰 수준 및 영향 요인-단체참여 및 개인의 사회, 경제적 배경과 대인신뢰, 단체신뢰, 대중매체 신뢰.” 《한국

- 정책학회보》 12(3): 199-227.
- 백아름·박정민. 2024. “한국사회 사회통합 인식과 연관요인: 기회의 평등, 사회적 신뢰, 사회이동성을 중심으로.” 《사회보장연구》 40(3): 57-82.
- 신미정·이양수. 2018. “사회적 자본이 주관적 웰빙에 미치는 영향에 관한 연구.” 《지역정책연구》 29(2): 185-207.
- 이민아. 2013. “사회적 연결망의 크기와 우울: U자형 관계와 대인신뢰의 조절효과.” 《한국사회학》 47(4): 171-200.
- 이숙중·최준규·유희정. 2008. “사회적 특성과 행위 변수가 사회자본에 미치는 영향 -종로구 사례를 중심으로.” 《지방행정연구》 22(4): 101-132.
- 이영라·이숙중. 2018. “사회갈등이 시민의 주장형 정치참여에 미치는 영향: 정부신뢰와 사회신뢰의 조절효과를 중심으로.” 《행정논총》 56(2): 159-190.
- 이희창·박희봉. 2010. “신뢰와 제도의 관계: 문화이론과 제도이론의 효과 비교.” 《한국정책과학학회보》 14(2): 131-156.
- 정상호·조광덕. 2016. “종교 및 종교성이 대학생의 신뢰 및 참여에 미치는 영향에 대한 연구.” 《아시아연구》 19(3): 115-146.
- 통계청. 2024. 《2023 생애단계별 행정통계 결과》. 대전: 통계청.
- 한국행정연구원. 2024a. 《사회통합실태조사: 일반적으로 사람들을 신뢰하는 정도》. 국가통계포털 KOSIS.
- 한국행정연구원. 2024b. 《2024년 사회통합실태조사》. 서울: 한국행정연구원.
- 한준. 2020. “한국의 생애과정과 주관적 웰빙.” 《한국의 사회동향 2020》. 대전: 통계개발원.
- 한진경·한창근. 2024. “사회활동참여와 삶의 만족도 관계에서 대인신뢰의 매개효과 검증: 연령별 다집단 분석을 활용하여.” 《사회복지연구》 55(3): 207-240.
- Akaike, H. 1974. “A New Look at the Statistical Model Identification.” *IEEE Transactions on Automatic Control* 19(6): 716-723.
- Alesina, A.F. and E. La Ferrara. 2000. “The Determinants of Trust.” *NBER Working Paper 7621*. National Bureau of Economic Research, Cambridge, Mass.
- Algan, Y. and Cahuc, P. 2013. “Trust and Growth.” *Annual Review of Economics* 5(1): 521-549.
- Andrews, F.M. and S.B. Withey. 1976. *Social Indicators of Well-being: America's Perception of Life Quality*. New York: Plenum Press.
- Asparouhov, T. and B. Muthén. 2013. “Auxiliary Variables in Mixture Modeling: A 3-step Approach Using Mplus.” *Mplus Web Notes* 15(6): 1-39.
- Bjørnskov, C. 2007. “Determinants of Generalized Trust: A Cross-country Comparison.”

- Public Choice* 130: 1-21.
- Blanchflower, D.G. and A.J. Oswald. 2008. "Is Well-being U-shaped over the Life Cycle?" *Social Science & Medicine* 66(8): 1733-1749.
- Bolck, A., M. Croon, and J. Hagenaars. 2004. "Estimating Latent Structure Models with Categorical Variables: One-step Versus Three-step Estimators." *Political Analysis* 12(1): 3-27.
- Brandt, M.J., G. Wetherell, and P. Henry. 2015. "Changes in Income Predict Change in Social Trust: A Longitudinal Analysis." *Political Psychology* 36(6): 761-768.
- Celeux, G. and G. Soromenho. 1996. "An Entropy Criterion for Assessing the Number of Clusters in a Mixture Model." *Journal of Classification* 13: 195-212.
- Clark, S.L., B. Muthén, J. Kaprio, B.M. D'Onofrio, R. Viken, and R.J. Rose. 2013. "Models and Strategies for Factor Mixture Analysis: An Example Concerning the Structure Underlying Psychological Disorders." *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal* 20(4): 681-703.
- Delhey, J., K. Newton, and C. Welzel. 2011. "How General Is Trust in 'Most People'? Solving the Radius of Trust Problem." *American Sociological Review* 76(5): 786-807.
- Delhey, J. and C. Welzel. 2012. "Generalizing Trust: How Outgroup-trust Grows beyond Ingroup-trust." *World Values Research, WVR* 5(3): 46-69.
- Diener, E. 1984. "Subjective Well-being." *Psychological Bulletin* 95(3): 542-575.
- Diener, E. and E. Suh. 1997. "Measuring Quality of Life: Economic, Social, and Subjective Indicators." *Social Indicators Research* 40: 189-216.
- Fukuyama, F. 1996. *Trust: The Social Virtues and the Creation of Prosperity*. New York: Free Press.
- Fukuyama, F. 2001. "Social Capital, Civil Society and Development." *Third World Quarterly* 22(1): 7-20.
- Hallquist, M.N. and A.G. Wright. 2014. "Mixture Modeling Methods for the Assessment of Normal and Abnormal Personality, Part I: Cross-sectional Models." *Journal of Personality Assessment* 96(3): 256-268.
- Helliwell J.F. 2001. *The Contribution of Human and Social Capital to Sustained Economic Growth and Well-Being*. OECD and Human Resources Development Canada.
- Helliwell, J.F., H. Huang, and S. Wang. 2016. "New Evidence on Trust and Well-being." *National Bureau of Economic Research Working Paper* 22450.
- Helliwell, J.F. and R.D. Putnam. 2004. "The Social Context of Well-being." *Philosophical Transactions of the Royal Society* 359(1449): 1435-1446.

- Helliwell, J.F. and R.D. Putnam. 2007. "Education and Social Capital." *Eastern Economic Journal* 33(1): 1-19.
- Helliwell, J. and S. Wang. 2011. "Trust and Wellbeing." *International Journal of Wellbeing* 1(1): 42-78.
- Hu, A. 2017. "Radius of Trust: Gradient-based Conceptualization and Measurement." *Social Science Research* 68: 147-162.
- Jung, T. and K.A. Wickrama. 2008. "An Introduction to Latent Class Growth Analysis and Growth Mixture Modeling." *Social and Personality Psychology Compass* 2(1): 302-317.
- Kim, E., Y. Wang, and H.-Y. Hsu. 2023. "A Systematic Review of and Reflection on the Applications of Factor Mixture Modeling." *Psychological Methods*. Advance online publication.
- Kwon, O.Y. 2019. *Social Trust and Economic Development, The Case of South Korea*. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing.
- Li, T. and H.H. Fung. 2013. "Age Differences in Trust: An Investigation across 38 Countries." *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences* 68(3): 347-355.
- Lim, C., D.-K. Im, and S. Lee. 2021. "Revisiting the 'Trust Radius' Question: Individualism, Collectivism, and Trust Radius in South Korea." *Social Indicators Research* 153(1): 149-171.
- Lindström, M. 2012. "Marital Status and Generalized Trust in Other People: A Population-based Study." *The Social Science Journal* 49(1): 20-23.
- Lo, Y., N.R. Mendell, and D.B. Rubin. 2001. "Testing the Number of Components in a Normal Mixture." *Biometrika* 88(3): 767-778.
- Lubke, G.H. and B. Muthén. 2005. "Investigating Population Heterogeneity with Factor Mixture Models." *Psychological Methods* 10(1): 21-35.
- Lubke, G. and M. Neale. 2008. "Distinguishing between Latent Classes and Continuous Factors with Categorical Outcomes: Class Invariance of Parameters of Factor Mixture Models." *Multivariate Behavioral Research* 43(4): 592-620.
- Miettunen, J., T. Nordström, M. Kaakinen, and A. Ahmed. 2016. "Latent Variable Mixture Modeling in Psychiatric Research - A Review and Application." *Psychological Medicine* 46(3): 457-467.
- Morrone, A., N. Tontoranelli, and G. Ranuzzi. 2009. "How Good Is Trust?: Measuring Trust and Its Role for the Progress of Societies." *OECD Statistics Working Papers 2009/03*, OECD Publishing.

- Muthén, B. 2006. "Should Substance Use Disorders Be Considered as Categorical or Dimensional?" *Addiction* 101: 6-16.
- Naef, M. and J. Schupp. 2009. "Measuring Trust: Experiments and Surveys in Contrast and Combination." *IZA Discussion Papers No. 4087*. Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.
- Nylund, K.L., T. Asparouhov, and B.O. Muthén. 2007. "Deciding on the Number of Classes in Latent Class Analysis and Growth Mixture Modeling: A Monte Carlo Simulation Study." *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal* 14(4): 535-569.
- OECD. 2013. *OECD Guidelines on Measuring Subjective Well-being*. OECD Publishing.
- OECD. 2017. *OECD Guidelines on Measuring Trust*. Paris: OECD Publishing.
- Peel, D. and G.J. McLachlan. 2000. "Robust Mixture Modelling Using the t Distribution." *Statistics and Computing* 10: 339-348.
- Putnam, R.D. and D.E. Campbell. 2012. *American Grace: How Religion Divides and Unites Us*. New York, NY: Simon & Schuster.
- Reeskens, T. and M. Hooghe. 2008. "Cross-cultural Measurement Equivalence of Generalized Trust. Evidence from the European Social Survey (2002 and 2004)." *Social Indicators Research* 85: 515-532.
- Rosenberg, M. 1956. "Misanthropy and Political Ideology." *American Sociological Review* 21(6): 690-695.
- Schwarz, G. 1978. "Estimating the Dimension of a Model." *The Annals of Statistics* 6(2): 461-464.
- Sclove, S.L. 1987. "Application of Model-selection Criteria to some Problems in Multivariate Analysis." *Psychometrika* 52(3): 333-343.
- Soroka, S., J.F. Helliwell, and R. Johnston. 2003. "Measuring and Modelling Trust." in Kay, F. and R. Johnston (Eds). *Diversity, Social Capital and the Welfare State* (pp. 279-303). University of British Columbia Press, Vancouver, BC.
- Tokuda, Y., M. Jimba, H. Yanai, S. Fujii, and T. Inoguchi. 2008. "Interpersonal Trust and Quality-of-life: A Cross-sectional Study in Japan." *Plos One* 3(12): e3985.
- Torpe, L. and H. Lolle. 2011. "Identifying Social Trust in Cross-country Analysis: Do We Really Measure the Same?" *Social Indicators Research* 103: 481-500.
- Uslaner, E.M. 2002. *The Moral Foundations of Trust*. Cambridge University Press.
- Valente, R.R. and A. Okulicz-Kozaryn. 2021. "Religiosity and Trust: Evidence from the United States." *Review of Religious Research* 63(3): 343-379.
- Vermunt, J.K. 2010. "Latent Class Modeling with Covariates: Two Improved Three-step

Approaches.” *Political Analysis* 18(4): 450-469.

- West, S.G., J.F. Finch, and P.J. Curran. 1995. “Structural Equation Models with Nonnormal Variables: Problems and Remedies.” in R.H. Hoyle (Ed.). *Structural Equation Modeling: Concepts, Issues, and Applications* (pp. 56-75). Thousand Oaks, CA: Sage Publications, Inc.
- Yamagishi, T. and M. Yamagishi. 1994. “Trust and Commitment in the United States and Japan.” *Motivation and Emotion* 18(2): 129-166.

<접수 2025.06.10; 수정 2025.07.09; 게재확정 2025.08.18>

Classification of Interpersonal Trust and Analysis of Differences in Subjective Well-Being Using Factor Mixture Modeling

Seongmin Park
(Korea University)
Sehee Hong
(Korea University)

This study applied factor mixture modeling (FMM), which enables the identification of latent population heterogeneity while accounting for the factor structure of psychological constructs, to classify latent classes of interpersonal trust and examine the characteristics of each class. Additionally, the study explored the influence of demographic factors on class membership and tested whether subjective well-being levels varied across the identified classes. Data were drawn from 8,251 respondents in the 2024 Korean Social Integration Survey. Results supported a two-factor, four-class solution based on a structure distinguishing in-group and out-group trust. The four classes were labeled as follows: *narrow-radius interpersonal trust*, *profoundly low out-group trust*, *high interpersonal trust*, and *high in-group with low out-group trust*. Among demographic factors, age and education level significantly predicted class membership. Moreover, significant differences in subjective well-being were found across the latent classes, with participants in the *high interpersonal trust* class reporting the highest well-being, and those in the *narrow-radius interpersonal trust* class reporting the lowest. This study contributed to understanding the heterogeneous nature of interpersonal trust in South Korea by identifying its latent classes and examining their associations with key variables, including subjective well-being. Implications and directions for future research are discussed.

Key words: factor mixture modeling, Korean Social Integration Survey, interpersonal trust, subjective well-being