「지방정부연구」 제29권 제2호(2025. 8): 401-434
The Korean Journal of Local Government Studies, Vol.29 No.2 (August 2025)
http://dx.doi.org/10.20484/klog.29.2.17

불공정성 지각과 사회적 고립 간의 인지적 경로:
정부 역량 인식의 조절된 매개효과를 중심으로

백 지 선

국문요약

본 연구는 현대 사회에서 심화되는 사회적 고립이 단순한 개인의 심리적 문제가 아닌 사회 통합과 공동체 지속가능성에 위협을 가하는 사회적 문제임에 주목하여, 사회적 고립의 발생 요인을 개인의 인식을 통한 경로를 중심으로 분석하고자 하였다. 구체적으로, 개인의 불공정성 지각이 사회적 고립에 미치는 영향을 실증적으로 검토하고, 이 과정에서 양극화 인식이 매개기제로 작동하는지를 분석하였다. 더불어, 정부가 사회문제를 해결할 수 있는 역량을 갖추고 있다고 개인이 인식할 경우, 불공정성 지각과 양극화 인식이 고립으로 이어지는 경로에 조절된 매개효과를 가질 수 있음을 검토하였다. 한국행정연구원의 '2024년 사회통합실태조사' 자료를 바탕으로 분석한 결과, 불공정성 지각과 양극화 인식 모두 사회적 고립에 정(+)의 영향을 미치며, 양극화 인식은 불공정성 지각과 사회적 고립 간의 관계를 완전매개하는 것으로 나타났다. 또한, 정부 역량 인식은 이러한 간접 경로를 부(-)의 방향으로 조절하는 조절된 매개효과를 나타냈다. 이러한 결과는 사회문제에 대한 인식이 다층적인 인식 구조를 통해 사회적 고립으로 이어질 수 있음을 보여주며, 사회 통합을 위한 정책 설계에 있어 이를 개입 전략의 필요성을 시사한다.

주제어: 사회적 고립, 불공정성 지각, 양극화 인식, 정부 역량 인식

Ⅰ. 서론

현대 사회에서 '사회적 고립(social isolation)'은 단순한 개인의 심리적 문제를 넘어, 공동체의 지속가능성과 사회 통합에 중대한 위협을 가하는 구조적 사회 문제로 대두되고 있다. 특히 급속한 인구구조 변화와 사회적 신뢰의 저하, 지역 공동체의 해체 등은 세대와 계층을 가리지 않고 사회적 고립 현상을 심화시키고 있으며, 이는 사회적 고립에 대한 정책적 개입의 필요성을 확대하는 배경이 되고 있다(Holt-Lunstad et al., 2015; 유민상 외, 2021). 우리 사회 또한 물리적 고립뿐 아니라 심리적·정서적 거리감의 확대, 공동체에 대한 소속감의 약화, 관계 회피와 배제의 증가 등 다층적인 고립 현상이 나타나고 있다. 지난 2022년 국무조정실에서 실시한 '2022 청년 삶 실태조사'에 따르면 19세~34세의 청년 가운데 약 5%에 해당하는 청년들에게로부터 고립 및 은둔 위기 징후가 포착되었으며, 2025년 통계청이 발표한 '2024 한국의 사회지표'에서는 전체 1인 가구의 약 27.3%가 독거노인 가구인 것으로 나타나 고령층의 사회적 고립으로 인한 정서적 취약성에 대한 사회적

우려가 증대되고 있는 상황이다.

이러한 변화 속에서 최근 주목받는 것은 사회적 고립의 배경에 놓인 개인의 사회에 대한 인식이 개인의 사회적 관계 형성에 미치는 영향이다. 기존의 심리학 및 사회학적 연구에 따르면, 불공정성에 대한 인식은 단순한 제도에 대한 불만을 넘어, 사회 전반에 대한 신뢰의 약화와 타인에 대한 거리감, 나아가 공동체로부터의 이탈로 이어질 수 있다(Tyler, 2006; Reuben & van Winden, 2010). 즉, 개인이 사회를 '정당하지 않은 공간'으로 인식할 때, 이는 사회적 교류의 동기를 저하시키고, 사회적 고립을 유발하는 핵심 경로가 될 수 있다는 것이다. 그러나 이러한 경로는 단선적으로 설명되기 어렵다. 불공정성 지각이 실제로 사회적 고립으로 이어지기 위해서는, 그 인식이 사회에 대한 보다 구조적인 해석으로의 인지적 전환이 존재할 수 있으며, 본 연구는 이 지점에서 양극화 인식의 역할에 주목한다. 불공정하다는 인식은 특정 집단이 불공정한 혜택을 받고 있다는 판단으로 확장되며, '우리 대(versus) 그들'이라는 인지적 구도를 강화하고, 결과적으로 사회 내 상이한 집단 간 경계와 배제를 확대할 수 있다(Iyengar & Westwood, 2015; Levendusky & Malhotra, 2016). 이와 같은 양극화 인식은 사회적 관계망의 회피, 타자화, 공동체 해체 등으로 이어질 수 있는 인지적 기반을 제공함으로써, 불공정성과 고립 사이의 매개 기제로 작동할 가능성을 시사한다.

한편, 동일한 불공정성 지각과 양극화 인식이 존재하더라도, 그 영향은 개인이 인식하는 정부의 역량에 따라 달라질 수 있다. 정부가 사회문제를 해결할 수 있는 능력을 지닌 행위자라고 인식될 경우, 개인은 사회에 대한 부정적 정서를 완화하고 공동체에 대한 신뢰와 소속감을 유지할 수 있는 심리적 기반을 확보하게 된다(Mayer et al., 1995; Chanley et al., 2000). 반대로, 정부가 무능하다고 인식될 경우, 사회문제는 회피 불가능한 위협으로 해석되며, 이는 고립이라는 행동 전략을 정당화시킬 수 있다. 이러한 점에서 정부 역량 인식은 불공정성 지각—양극화 인식—사회적 고립의 경로에서 조절된 매개효과를 나타낼 수 있는 요인으로 기능할 수 있다.

이와 같은 배경을 바탕으로, 본 연구는 사회에 대한 인식의 경로가 사회적 고립으로 이어지는 경로를 불공정성 지각과 양극화 인식을 중심으로 규명하고자 한다. 더불어, 정부의 역량에 대한 인식이 사회적 고립을 완충할 수 있는 요인으로 작용할 가능성을 함께 검토하여 향후 정책 설계에 있어 실천적 대안을 제시하고자 한다.

Ⅱ. 이론적 배경

1. 사회적 고립

사회적 고립(social isolation)은 개인이 사회적 관계망으로부터 단절되어 있거나, 기존 사회적 관계의 양·질이 현저히 저하되어 있는 상태를 의미한다. 이는 단지 물리적 접촉의 부족이라는 개념만으로 한정되지 않으며, 개인이 주관적으로 느끼는 고립감의 정서까지 포함하는 다차원적인 개념으로 이해될 수 있다(Cornwell & Waite, 2009). 즉, 사회적 고립은 개인이 구성한 사회적 네트워크의

크기나 교류 빈도 등을 통해 파악할 수 있는 객관적 고립(objective isolation)과 개인이 인지한 정서적 지지의 부족 또는 소속감의 결여 등을 통해 확인되는 주관적 고립(subjective isolation)을 모두 포괄하는 개념이다. 사회적 고립은 종종 외로움(loneliness)이나 사회적 배제(social exclusion) 등과 혼용되는 경우가 빈번하나 개념상 명백한 차이를 가지고 있다. 외로움은 '개인이 바라는 사회적 관계와 실제 현실에서의 관계 간 차이로부터 발생하는 주관적인 정서'를 의미하는 반면(de Jong-Gierveld & Havens, 2004), 사회적 고립은 그러한 관계 또는 관계에 대한 인식이 존재하는지의 유무에 보다 구조적으로 초점을 두기 때문에 정책적 대응에서 차이가 요구될 수 있다(Holt-Lunstad et al., 2015; 김춘남 외, 2018). 또한 사회적 배제는 노동시장, 주거공간, 복지체제 등 사회의 제도적 영역으로부터 소외되는 현상에 가까운 개념으로(김안나, 2007) 사회적 고립과는 맥락이나 원인 등에서 차이가 존재한다.

사회적 고립은 단지 개인의 심리나 정서 차원의 문제를 넘어서는 사회적 위험으로 간주될 수 있다. 선행연구들에 따르면 사회적 고립은 우울, 불안, 자살 등의 정신 건강 측면의 문제뿐만이 아니라 심혈관계 질환, 인지기능의 저하, 사망률 증가 등의 신체적 건강에도 중대한 결과를 야기하고 있다(Cacioppo et al., 2011; Holt-Lunstad et al., 2015). 더 나아가 사회적 고립은 노동력의 감소, 공공 지출의 증대 등 사회 전체의 비용을 유발하며, 공동체 전반의 회복력 저하로 이어지는 등 거버넌스 차원의 문제로도 연결된다(권혁철, 2019; 김정인, 2024). 그에 따라 OECD 주요 국가들을 중심으로 사회적 고립의 문제를 국가 차원의 정책 의제로 인식하여 정책 프로그램의 도입과 관련 부처의 신설 등을 통한 구조적 대응이 확대되어 왔다(유민상 외, 2021). 이는 사회적 고립이 단순히 개인 차원의 문제만으로 바라볼 수 없으며, 공공 차원의 제도적·정책적 개입이 요구되는 사회 문제로 바라보아야 함을 의미한다.

한국 또한 급속한 인구구조와 사회의 변화와 함께 사회적 고립이 주요한 공공 의제로 부상하고 있다. 빠르게 진행되고 있는 고령화로 인해 노년층의 고립 문제가 지속적으로 심화되고 있는데 독거노인의 증가와 지역사회 돌봄의 약화가 이러한 변화를 가속화하고 있다(Roy et al., 2023). 더불어, 청년층의 고립 또한 중요한 사회문제로 가시화되고 있는데, 생애 전환기의 시기를 보내고 있는 청년들은 불안정한 사회 진입 구조나 생애 과업의 수행을 방해하는 요소들을 직면하는 상황에서 주관적 고립감을 경험할 가능성이 높다(김재희·박은규, 2016; 이수비 외, 2022). 또 동시에, 개인이 경험하는 가장 친밀한 사회적 관계망 가운데 하나로 지역 기반의 네트워크를 들 수 있는데에 비해 지역 간 불균형이 심화됨에 따라 지역 기반의 사회적 자본이 원활하게 형성되지 못하면서 물리적·정서적 공동체의 해체가 사회적 고립을 촉진시키고 있음을 확인할 수 있다.

이와 같이 사회적 고립은 세대와 지역, 생애주기 전반에 걸쳐 다양한 양상으로 나타날 수 있으며, 그에 따라 정책적 관심과 연구의 필요성이 점차 증대되고 있다. 본 연구는 이러한 문제의식을 바탕으로 개인의 사회적 고립이 발생하게 되는 구조적·인지적 경로를 파악하고자 한다.

2. 불공정성과 사회적 고립

공정성 지각(perceived justice)은 개인 또는 집단이 제도로부터 대우받는 방식이 일관되며 정당하다고 느끼는 상태를 의미한다(Adams, 1965; Cropanzano & Greenberg, 1997; Tyler & Bies, 1989). 이러한 공정성 지각의 개념에 기반할 때, 불공정성 지각(perceived injustice)은 개인이 사회와 조직으로부터 정당하지 못한 대우를 받고 있다고 인식하는 심리적 상태로 정의내릴 수 있다. 불공정성 지각은 단순히 개인이 가지는 불만이나 일시적 감정의 개념을 넘어서, 사회의 규범이나 제도에 대한 기대가 좌절되었을 때 나타나는 심리적 반응으로 이해된다(Festinger, 1957). 이는 객관적인 공정성 또는 불공정성의 개념과는 구분되며, 실제 사회의 구조가 어떻게 되어있는지의 문제보다도 개인의 인식과 해석에 의해서 형성되는 인지적 개념이라는 측면에서, 제도가 의도하지 않았더라도 개인이 그것이 불공정하다고 지각한다면 이는 실제 사회적 행위에 영향을 미치는 현실적인 요인으로 작용할 수 있다(Greenberg, 1987; van de Ven et al., 2009). 즉, 사회에 존재하는 불공정성의 정도에 대해 인식할 때, 이는 사회 제도 전반의 구조적 문제에 대한 개인의 상징적 반응으로 나타나게 되고, 궁극적으로는 사회적 신뢰와 응집력의 저하로 이어질 수 있다(Tyler, 2006).

이와 같은 공정성 또는 불공정성의 여부를 판단할 때, 개인은 어떤 절대적인 기준보다는 타인과의 비교를 통한 상대적인 기준을 바탕으로 판단하는 경향이 있는 것으로 바라보는 시각이 존재하는데(Greenberg, 1987) 이로 인해 자신이 '다른 사람과 동일한 노력을 기울였음에도 불구하고 정당한 대우를 받고 있지 못하다'는 인식을 가지게 될 때, 이는 개인으로 하여금 일종의 정서적 분노를 발생시킴과 동시에 사회적 관계에서의 위축으로 이어질 수 있다(Reuben & van Winden, 2010; 오세조 외, 2004). 다수의 선행연구들은 불공정성 지각이 개인의 사회적 태도 및 행동에 광범위한 영향을 미친다고 보고하고 있다. Tyler(2006)의 연구는 불공정성에 대한 개인의 인식은 공동체로부터의 심리적 거리감을 확대시킨다고 바라보았으며, Elgar et al.(2011)의 연구 또한 사회 불공정성에 대한 개인의 지각이 높을수록 높은 수준의 사회적 고립이 나타남을 확인하였다. 이수비 외(2022)는 사회구조적 불평등과 불공정성에 대한 인식이 강한 청년일수록 사회적 단절 경험으로 이어질 수 있으며 이는 결과적으로 사회적 고립감을 심화시킨다는 연구를 수행하였다. 이와 같이 사회 내에서의 불공정한 대우나 상황에 대한 인식이 클수록 개인은 타인과의 사회적 교류에 대해 부정적인 입장을 가지게 되고 상호작용을 회피하려는 경향을 가지게 될 수 있는데(Eek & Biel, 2003; Reuben & van Winden, 2010), 이는 궁극적으로 사회적 고립을 초래할 위험으로 이어질 수 있다.

정리하면, 불공정성 지각은 개인이 인식하는 사회적 거리감을 확대하는데, 이는 타인과의 교류를 회피하게 만들며, 공동체 내 상호작용에서 이탈하려는 행동으로 이어질 수 있다. 다시 말해, 사회가 자신에게 정당하지 않은 대우를 한다고 인식하는 순간, 개인은 사회적 관계망으로부터 심리적으로 이탈하려 하게 된다는 것이다(Halinen & Tähtinen, 2002). 이러한 논리는 상대적 박탈감(relative deprivation) 이론을 통해서 설명될 수 있는데, 개인은 타인과의 비교를 통해 자신이 박탈되었다고 느낄 때, 즉 불공정하다고 느낄 때 강한 정서적 반응을 보이게 되며 이는 공동체로부터의 심리적 고립으로 이어질 수 있다(Runciman, 1966). 실제로 상대적 박탈감을 경험한 개인은 부

정적인 정서적 반응과 함께 타인과의 관계를 회피하고 사회로부터 단절되고자 하는 경향이 나타났다(Lyu & Sun, 2020; 서미혜, 2017; 이수비 외, 2022). 이와 같이 불공정성 지각은 개인으로 하여금 사회적 유대와 관계망으로부터 이탈하도록 영향을 미칠 수 있으며, 이는 사회적 고립이라는 결과를 야기할 수 있다. 이러한 메커니즘을 바탕으로 본 연구는 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 1: 불공정성 지각은 사회적 고립에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

3. 양극화 인식의 매개효과

양극화(polarization)는 전통적으로 사회 구조의 중간층이 약화 또는 소멸됨과 동시에 상위 집단과 하위 집단 간 격차가 확대되고 경계가 명확해지면서, 상이한 집단 간 소통과 이해가 용이하지 않은 상태를 의미한다(Esteban & Ray, 1994; Wolfson, 1994). 양극화라는 개념이 등장했던 초기에는 주로 소득이나 사회적 계층과 같은 경제적 관점에서의 양극화가 주를 이루며 연구가 이루어졌으나, 최근 현대 사회에서는 정치적 이념, 세대간, 성별, 지역 등과 같이 다양한 영역에서의 의견이나 문화의 분열을 포괄한 개념으로 확장되어 왔다(장미혜, 2006; 김성근, 2014; 이윤경, 2020).

실재하는 양극화 현상에 대한 정의에 기반하여 본 연구는 양극화 인식(perceived polarization)의 개념을 구별해 제시하고자 하며 이는 개인이 자신이 속한 사회가 다차원적으로 분열되어 있다고 느끼는 주관적인 심리 상태로 정의내릴 수 있다(Enders & Armaly, 2019). 이는 실제 사회가 얼마나 객관적으로 분열되어 있는지에 대한 사실과는 별개로, 개인이 사회가 극단적으로 나뉘어져 있는 정도에 대해 인지적으로 해석하고 정서적으로 반응하여 구성된다는 점에서 차이를 가진다(Price, 1989; Iyengar & Westwood, 2015). 한편, 양극화 인식은 개인의 인식이나 감정의 차원에 그치지 않고, 사회적으로 실재를 가지며 영향을 미칠 수 있다는 점에서 주목할 필요가 있다. 사회의 구성원으로서의 개인이 사회 내 존재하는 갈등이나 분열 상태를 심각하게 인식할수록 개인은 타인과의 심리적 거리감을 느끼게 될 가능성이 크며, 이는 곧 개인이 지각하는 공동체 소속감이 약화되고 타인에 대한 신뢰가 붕괴되는 결과로 이어질 수 있다(나은영 외, 2023). 양극화 인식에 관한 기존의 선행연구들은 사회 내부에 분열된 집단들 간의 경쟁과 양극화가 존재한다고 인식할수록 사회적 배제의 경향이 증가하는 결과를 확인하였다(Tajfel & Turner, 1986; Skitka et al., 2005; Levendusky & Malhotra, 2016). 국내에서도 나은영 외(2023)의 연구를 통해 사회적 갈등 이슈(세대, 성별, 정치적 이념)에 대한 양극화가 극심하다고 느낄수록 개인이 인식하는 사회적 거리감이 증가하는 것을 실증적으로 규명하였다.

정리하면, 양극화 인식은 개인이 인지하는 상이한 집단 또는 개인과의 경계선이 강화되는 것을 의미하며, 이러한 인식의 증대는 사회적 관계망에서의 회피 또는 배제를 유도하고, 다른 사람들과의 대화 및 교류의 필요성 자체를 부정하게 되면서 관계 형성 자체를 회피하게 되는 경향이 강해질 수 있다는 것이다. 그리고 이러한 심리적 거리감의 증대는 감정적 반응을 넘어서, 한 개인이 실제로 겪게 되는 사회적 관계망에서의 고립으로 이어질 가능성이 존재한다. 특히나, 현대 사회에는

미디어 환경의 변화로 인해 상이한 입장을 가진 개인 및 집단에 대한 편향된 정보가 과도하게 유통되어 이로 인해 사회 신뢰와 공동체 유대가 해체되고 있음을 규명한 연구들로 미루어 볼 때(Iyengar & Hahn, 2009; Bakshy et al., 2015; Cheng et al., 2017), 양극화 인식이 사회적 고립이 발생할 가능성을 증대할 것이라 추론해볼 수 있다. 요약하면, 양극화 인식은 사회 내에서 '우리 집단 대 다른 집단'이라는 분열된 인지적 구도를 강화하고, 사회적 타자화와 배제를 증대시킴으로써 개인의 사회적 관계망을 축소함에 따라 사회적 고립의 가능성을 확대하는 데 결정적인 역할을 할 수 있다. 따라서 본 연구는 다음과 같이 가설을 설정한다.

가설 2: 양극화 인식은 사회적 고립에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

한편, 앞서 언급했던 것과 마찬가지로 불공정성 지각은 단지 개인 차원의 심리적 불만이나 감정적 반응에 머무르지 않고, 사회 전반에 대한 개인의 총체적 해석으로 작용할 수 있다. 특히나 사회가 개인이 투입한 노력에 대해 정당한 보상을 지급하지 않고 있다는 인식은 개인으로 하여금 사회가 공정하지 않게 작동하고 있다는 문제의식을 가지게 만드는데, 이러한 불공정성 지각은 사회의 기회·보상 구조가 정당하게 주어지지 않으며 특정 개인 또는 집단에게만 유리하다는 인식으로 이어질 수 있다. 즉, 사회 전반이 분열적 구조로 되어있다는 인식을 제공한다는 것이다(Price, 1989; Enders & Armaly, 2019). 국내에서는 이와 유사하게 불평등 또는 불공정성이 양극화와 연결될 수 있는 가능성에 대한 담론이 지속적으로 제기되어 왔다. 한국 사회는 급속한 경제성장을 이룩하게 되면서 상대적 박탈감과 계층 간 단절이 심화되었고, 이는 양극화에 대한 인식으로의 경로로 기능할 수 있다(김원식, 2013; 조한상, 2014). 특히나 경제적 격차와 함께 주거, 교육, 노동, 성별 등의 각 영역에서 공정성이 확보되지 못하고 있다는 인식은 사회 구성원 간의 이해관계를 다차원적으로 분리시키는 사회 양극화의 기반을 구성할 수 있다(장미혜, 2006; 김왕배, 2009; 김성근, 2014).

즉, 사회가 공정하지 않다고 느낄수록, 개인은 자신의 소속 정체성과 상충되는 개인 또는 집단을 '불공정한 수혜자'라고 간주하게 되며, 타 집단에 대한 심리적 거리감을 강화한다(Tajfel & Turner, 1986; Skitka et al., 2005). 이 과정은 단지 불평등 구조에 대한 문제 제기를 넘어서, 사회 구성원 간 갈등 구도를 강화시키며, 개인이 체감하는 양극화된 현실에 대한 지각을 증대할 수 있다는 것이다. Levendusky & Malhotra(2016)에 따르면 불공정한 자원의 분배에 대한 인식이 사회 전반의 분열에 대한 인식, 즉 양극화 인식을 강화하며, 이는 다시 사회 참여에 대한 개인의 의지를 낮추고, 다른 생각을 가진 상대방에 대한 거리감으로 나타날 수 있다. 이는 Price(1989)가 주장한 바와 같이, 사회를 '극단적으로 분열된 공간'으로 인식하게 되면, 타인과의 교류에 대한 기대 자체가 사라지고 상호 소통이 차단된다는 설명과도 맥락을 같이 한다.

정리하면, 개인이 지각하는 사회의 불공정성은 양극화된 사회에 대한 인식으로 이어진다. 이와 같은 인식의 전이는 사회 전반에 대한 신뢰와 통합의 해체를 가져올 수 있는데, 이는 다시 개인이 타인을 신뢰하거나 사회적 관계망을 형성하는 데 있어 중요한 심리적 장벽으로 작용할 수 있으며, 결과적으로 불공정성 지각은 양극화 인식을 매개하여 사회적 고립을 야기할 수 있다. 따라서 본

연구는 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 3: 불공정성 지각은 양극화 인식을 매개로 하여 사회적 고립에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

4. 정부 역량에 대한 인식의 조절효과

정부 역량(government capacity)은 정부가 사회문제를 해결하고 공공 목적을 달성하기 위해 정책을 효과적으로 수립하여 집행하는 능력으로 정의할 수 있다(Ingraham & Donahue, 2000; Fukuyama, 2004). 이는 조직 내부의 행정 능력뿐 아니라, 정책 환경의 변화에 대응하는 적응성, 정책 집행을 위한 자원을 조율하고 동원하는 능력, 그리고 시민과의 소통 및 신뢰에 이르기까지를 전방위적인 역량을 포괄하는 다차원적 개념이다. 역량이라는 용어는 일반적으로 '조직이 보유한 자원과 기술을 바탕으로 목표를 달성할 수 있는 능력'을 의미하는데(Boyatzis, 1982), 정부 역량 또한 정책 집행 과정에서 발생할 수 있는 복합적 과제에 대해 유연하고 빠른 대응이 가능하도록 하는 능력을 모두 포함한다. 특히, 정부가 국민의 신뢰를 구축하기 위해서는 가시적인 성과와 더불어 투명성과 책임성, 공정성과 같은 윤리적 가치까지 충족해야 하며, 이는 정부 역량이 질적 측면을 함께 다룸을 의미한다(Rothstein & Teorell, 2008; 문승민·최선미, 2018).

본 연구에서 주목하는 것은 정부 역량에 대한 인식, 즉 개인이 체감하고 인지한 정부의 능력에 대한 해석으로, 이러한 인식은 정부가 사회적 불공정, 갈등, 분열 등의 사회문제를 해결할 수 있을 것이라는 기대와 신뢰 수준을 반영한다(Mayer et al., 1995; 김태형 외, 2017). 정부 역량 인식은 정부가 수행한 공공 정책의 결과에 대한 평가 그 이상의 의미를 가질 수 있으며, 이는 사회 전체에 대한 태도와 행동양식에 영향을 미치는 심리적 준거틀로 기능할 수 있다. 개인이 정부를 유능하고 효과적이라고 인식하게 될 경우, 사회문제에 대한 대응 가능성에 대한 기대가 형성되어 부정적 정서나 반응이 완화될 수 있다(Chanley et al., 2000). 반면, 정부 역량에 대한 신뢰가 낮을 경우, 사회문제는 해결 가능한 것이 아니라 회피해야 할 위협으로 인식되며, 개인은 사회로부터의 심리적 단절을 경험하게 될 가능성이 높다. 이러한 점에서 정부 역량 인식은 행정 능력에 대한 개인의 주관적 평가를 넘어서, 사회적 위기 상황에서의 심리적 완충 요인으로 작동할 수 있다. 즉, 정부가 효과적이고 탁월하게 정책을 수립하고 집행한다고 인식할수록 이것이 개인이 인지하는 일종의 사회적 지지(social support)로 작용하여 개인이 사회 현상에 대해 가지고 있던 부정적인 정서를 완화하고 공동체에 대한 소속감 또는 참여 의지를 회복하도록 만드는 장치로 기능할 수 있다는 것이다(Thibaut & Walker, 1975).

이는 다시 말해, 개인이 정부가 사회적 문제를 해결할 수 있는 능력을 갖추고 있다고 평가하거나 기대할 때, 사회문제는 더 이상 개인이 감당할 위험이 아닌 '관리 가능한 영역'의 경계로 들어가게 되고, 사회문제에 대한 대응성을 통해 개인은 심리적 안정감을 가질 수 있다는 것이다(Mayer et al., 1995; Chanley et al., 2000). 특히나, 사회가 불공정한 규칙 속에서 작동한다고 인지하던 개인의 경우, 정부가 적절한 정책적 대응을 통해 이를 시정할 수 있다는 믿음을 가지고 있다면 불공정

성에 대한 인식으로 인해 겪었던 좌절과 무력감은 완화될 수 있다(Lind & Arndt, 2016; Ma et al., 2024). 반면, 정부 역량에 대해 낮은 인식을 가진 개인일수록 사회의 불공정성이 변화할 수 없는 고정된 위협이라고 인식할 수 있으며, 이로부터 스스로를 보호하고자 하는 의도로 사회적 관계망으로부터의 단절과 고립을 선택할 가능성이 높아질 수 있다. 즉, 개인이 정부 역량에 대해 높게 인식할수록, 사회의 불공정성에 대한 지각이 사회적 고립으로 이어지는 과정이 약화될 것이라 예상할 수 있다. 따라서 다음과 같이 가설 4를 제시한다.

가설 4: 정부 역량 인식은 불공정성 지각과 사회적 고립 간의 관계를 부(-)의 방향으로 조절할 것이다.

한편, 개인은 자신이 속한 사회의 양극화 정도가 강하다고 인식할수록 다양한 집단 간의 갈등과 단절로 사회가 구성되어 있다고 판단하게 될 가능성이 크고, 이러한 인식은 이질적인 집단 또는 개인에 대한 경계를 강화하면서 심리적 거리감을 유발한다(Iyengar & Westwood, 2015; Mason, 2018). 이처럼 양극화 인식이 강한 개인은 사회적 관계의 형성을 회피하거나 단절하려는 경향을 보일 수 있는데, 이는 곧 사회적 고립으로 이어질 수 있다(Levendusky & Malhotra, 2016; 나은영 외, 2023).

그러나 본 연구는 정부에 대한 인식, 특히 정부의 문제해결 능력에 대한 신뢰로서의 정부 역량 인식이 이러한 경로를 완화할 수 있는 조절 요인으로 기능할 수 있음을 제안하고자 한다. 즉, 사회적 위협이나 불안 요소가 직·간접적으로 존재하더라도, 이에 대응하고 중재할 수 있는 관리자로서의 정부가 충분한 역량을 가진다고 인식하면, 개인의 부정적 정서와 반응이 완화될 수 있다는 것이다. 양극화 인식은 사회가 수직적 분열과 갈등의 구도로 구성되어 있다는 인지적 프레임을 강화시키며, 이는 사회에 대한 무력감과 회의감을 고조시켜 사회적 고립을 강화할 수 있다. 하지만 정부가 사회적 갈등을 조정하고, 상이한 집단 간의 균형을 회복시킬 수 있는 공적 조정자로서의 능력을 갖추고 있다고 개인이 인식할 경우, 양극화 인식으로 인한 심리적 거리감은 완화될 수 있다(Rothstein & Teorell, 2008; Aassve et al., 2024; Vanagt & Kollberg, 2025; 김태형 외, 2017). 더 나아가, 사회문제를 해결할 수 있는 능력을 가진 정부에 대한 기대가 존재할 경우, 개인은 여전히 공동체의 일원으로서 참여할 이유와 동기를 유지할 수 있다. 반면, 정부가 가진 역량에 대한 불신이 클수록 사회는 '회복 불가능한 분열'로 인식되며, 양극화 인식은 곧바로 현실에 대한 냉소주의적 시각의 증대와 사회적 단절로 이어질 수 있다(Miller, 1974; Skitka et al., 2005).

정리하면, 양극화된 사회를 개인이 어떻게 해석하고 반응하는지는 정부가 그러한 상황을 해결할 수 있는 능력을 가지고 있다고 인식하는 정도에 따라 달라질 수 있다. 정부 역량 인식은 갈등 사회에 대한 개인의 주관적 인식과 정서적 반응에 중요한 차이를 만들 수 있으며 이는 결과적으로 양극화 인식이 사회적 고립으로 이어지는 경로에 완충 효과를 제공할 수 있다. 그에 따라 다음과 같이 가설 5를 설정한다.

가설 5: 정부 역량 인식은 양극화 인식과 사회적 고립 간의 관계를 부(-)의 방향으로 조절할 것이다.

마지막으로, 앞선 논의들을 종합함으로써 다음과 같이 가설 6을 설정하였다. 가설 6은 정부 역량 인식이 불공정성 지각이 양극화 인식을 거쳐 사회적 고립으로 이어지는 관계에서 조절된 매개효과를 가질 것으로 가정한다. 즉, 정부 역량 인식은 불공정성 지각이 사회적 고립을 강화하는 과정을 조절하고, 나아가 양극화 인식이 사회적 고립으로 이어지는 경로에 영향을 미칠 수 있다. 이러한 조절된 매개효과는 개인의 정부의 문제 해결 역량에 대해 어떻게 인식하고 있는지에 따라서 사회에 대한 인식과 이로 인한 사회적 고립의 정도가 달라질 수 있음을 의미한다. 구체적으로, 정부가 정책 문제에 유능하고 기민하게 대응한다고 인식한 개인은 사회 내에 존재하는 불공정성과 양극화에 대한 인지적 반응이 다르게 나타날 수 있다. 동일한 정도의 불공정성을 인지하더라도, 정부가 이를 효과적으로 개선할 수 있을 것이라는 기대가 존재할 경우, 그것이 양극화에 대한 인식으로 이어지는 과정이 약화될 수 있으며, 사회에 대한 무력감이 완화됨에 따라 사회적 관계망에 대한 단절이 발생할 가능성이 줄어들 수 있다는 것이다. 그러나, 정부의 역량에 대해 부정적인 인식을 가진 개인의 경우, 사회문제가 해결 가능한 종류의 대상이 아니라는 판단을 내리게 될 확률이 높으며, 그에 따라 사회 양극화에 대한 인식이 강화되면서, 사회적 단절과 고립을 '가능한 대안 가운데 가장 적절한 대응'으로 인식하게 될 가능성이 커진다.

정리하면, 정부 역량에 대해 긍정적인 인식을 가진 개인일수록 불공정성을 '해소 가능한 사회문제'로 인식하게 되며, 이에 따라 양극화에 대한 인지적인 위기의식이 낮아지면서 심리적 거리감이 줄어들고 사회 관계망에 대한 참여의 의지를 회복할 가능성이 높다. 즉, 정부 역량 인식은 개인이 사회문제를 어떻게 해석하고 이에 대해 반응할지, 그리고 사회적 관계에 대해 어떠한 입장을 취할지를 핵심적 조절 요인으로 작동할 수 있다. 따라서, 불공정성 지각이 양극화 인식을 통해 사회적 고립으로 이어지는 간접 효과는 정부 역량 인식 수준에 따라 그 정도가 달라질 것이며, 정부의 역량을 높게 평가하는 개인은 동일한 수준의 사회적 위협에 대해 덜 고립적인 반응을 보일 가능성이 높다. 이에 따라 다음과 같은 가설을 제시한다.

가설 6: 정부 역량 인식은 불공정성 지각과 양극화 인식을 거쳐 사회적 고립에 미치는 영향에 부(−)의 방향의 조절된 매개효과를 가질 것이다.

Ⅲ. 연구 설계

1. 연구모형 및 분석방법

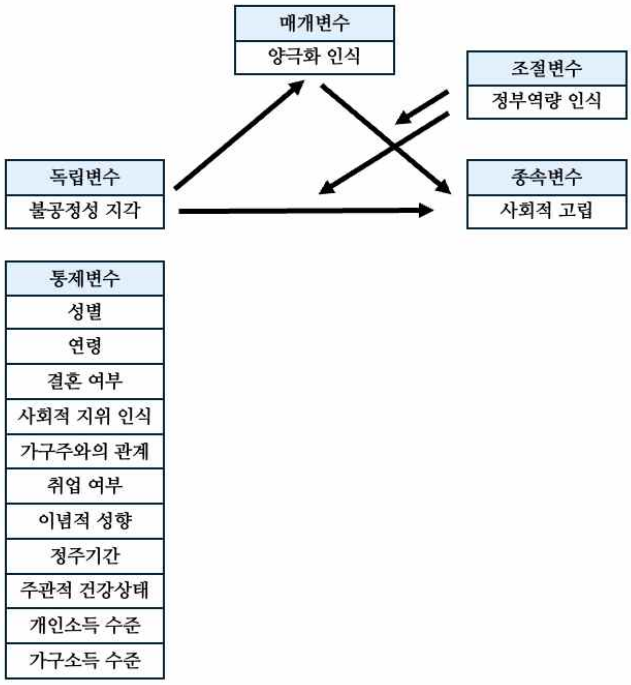
본 연구는 사회 구성원들의 불공정성에 대한 지각이 사회적 고립에 어떠한 영향을 미치며, 사회 양극화에 대한 인식이 불공정성 지각과 사회적 고립의 관계를 매개하는 기제로서 기능하는지를 확인하고, 정부역량에 대한 인식이 이러한 영향에 조절된 매개효과를 가지는지 살펴보고자 한다. 이를 위해 본 연구는 먼저 조절효과와 매개효과를 확인하기 위해 Baron & Kenny(1986)의 3단계

검정을 실시하였으며, 이를 통계적으로 검증하기 위하여 PROCESS macro Model 4와 Model 15를 활용한 조건부 과정분석(conditional process analysis)을 수행하였다(Hayes, 2018). 이상 제시된 논의를 바탕으로 하는 본 연구의 연구모형을 제시하면 다음의 〈표 1〉 및 〈그림 1〉과 같다.

〈표 1〉 연구모형

분류	연구모형
경로 A	$M_{양극화인식} = \beta_0 + X_{불공정성지각} + C_{통제변수} + \epsilon$
경로 B	$Y_{사회적고립} = \beta_0 + X_{불공정성지각} + C_{통제변수} + \epsilon$
경로 C	$Y_{사회적고립} = \beta_0 + X_{불공정성지각} + M_{양극화인식} + C_{통제변수} + \epsilon$
경로 D	$Y_{사회적고립} = \beta_0 + X_{불공정성지각} + W_{정부역량인식} + (X_{불공정성지각} \times W_{정부역량인식}) + C_{통제변수} + \epsilon$
경로 E	$Y_{사회적고립} = \beta_0 + X_{불공정성지각} + M_{양극화인식} + W_{정부역량인식} + (X_{불공정성지각} \times W_{정부역량인식}) + (M_{양극화인식} \times W_{정부역량인식}) + C_{통제변수} + \epsilon$

〈그림 1〉 연구모형



2. 자료수집 및 표본의 특성

본 연구는 앞서 제시한 연구가설을 검증하기 위해 한국행정연구원의 '2024년 사회통합실태조

사' 자료를 활용하였다. 해당 설문조사는 2024년 8월부터 2024년 9월까지의 기간 동안 현재 국내에 거주하고 있는 19세 이상의 성인 남녀 8,251명을 대상으로 조사원이 가구를 직접 방문 조사하는 면접조사 방법과 자기기입식조사 방법을 통해 자료를 수집하였다. 해당 설문조사의 표본은 1차적으로는 각 시·도별 양상의 이질성을 고려하여 시·도 층 내에서 재제곱근 비례배분법을 적용해 조사구를 추출하며, 2차 및 3차 추출에서는 확률비례계통추출과 단순임의추출 방법을 활용해 각각 조사구 내의 가구(각 조사구당 10가구)와 가구 내 개인(각 가구당 2인)을 단위로 추출되었다. 그에 따라 본 연구의 표본은 대체적으로 모집단을 잘 대표하는 것으로 판단되며, 표본의 특성은 아래의 〈표 2〉와 같이 나타났다.

먼저, 본 연구에서 활용된 표본은 남성이 49.5%, 여성이 50.5%로 나타나 여성의 비율이 남성의 비율에 비해 소폭 많으나 대체로 비슷한 수준임을 알 수 있으며, 20대가 14.6%, 30대가 15.1%, 40대가 17.6%, 50대가 19.8%, 60대 이상이 32.9%로 나타나 60대 이상이 가장 높은 비율을 보였다. 한편, 교육수준의 경우 대학 졸업 이상이 47.4%로 가장 높은 비율을 차지하고 있으며, 직장 유형은 민간기업이 69.8%로 가장 높은 비율을 보였다. 마지막으로 가구소득의 경우 600만원 이상이 34.6%로 가장 높은 비율을 차지하고 있다.

〈표 2〉 표본의 특성

		표본수(명)	구성비(%)
구분	내용	8,251	100.0
성별	남성	4,087	49.5
	여성	4,164	50.5
연령	20대	1,206	14.6
	30대	1,244	15.1
	40대	1,456	17.6
	50대	1,638	19.8
	60대 이상	4,563	32.9
교육수준	초등학교 졸업 이하	532	6.4
	중학교 졸업	656	7.9
	고등학교 졸업	3,156	38.2
	대학 졸업 이상	3,908	47.4
직장 유형	정부	140	2.3
	공기업	162	2.7
	민간기업	4,168	69.8
	비영리기관	165	2.8
	해당 없음	1,337	22.4
가구소득	100만원 미만	288	3.5
	100만원 이상~200만원 미만	603	7.3
	200만원 이상~300만원 미만	825	10.0
	300만원 이상~400만원 미만	1,219	14.8
	400만원 이상~500만원 미만	1,191	14.4
	500만원 이상~600만원 미만	1,271	15.4
	600만원 이상	2,854	34.6

3. 변수측정 및 타당도·신뢰도 검증

1) 변수측정

본 연구는 사회의 불공정성에 대한 국민들의 지각이 사회적 고립에 미치는 영향을 살펴보고, 사회 양극화에 대한 인식이 불공정성 지각과 사회적 고립의 관계를 매개하는 기제로서의 역할을 하는지 확인하고자 한다. 이와 함께, 정부역량에 대한 인식이 이러한 영향에 조절된 매개효과를 가지는지 살펴보고자 한다. 이를 위해 본 연구는 '2024년 사회통합실태조사' 자료를 연구에 적합하게 재구성하여 변수로 활용하였다.

먼저 종속변수인 사회적 고립 수준을 측정하였다. 개인의 사회적 연결망에 초점을 두고 관계를 맺는 사람의 수 및 교류 여부·빈도 등을 통해 사회적 고립 정도를 측정한 기존의 선행연구(Cornwell & Waite, 2009; 김성아 외, 2022; 변금선·김정숙, 2024)를 참고하여, 본 연구는 2024년 사회통합실태조사의 사회적 관계망에 대한 세부 문항들을 활용하여 우리나라 국민들의 사회적 고립 정도를 측정하였다. 구체적으로, 국민이 개별 상황에서 도움을 받을 수 있는 사람이 있는지에 대한 응답을 1(없다)과 0(1명 이상)으로 측정하여, 개별 응답들의 총합을 통해 사회적 고립 정도를 측정하였으며, 해당 값이 커질수록 사회적 고립 정도가 높음을 의미한다.

다음으로 독립변수인 국민들이 인식하는 불공정성에 대한 지각 정도를 측정하였다. 조직 내에서 개인이 지각하는 불공정성의 정도를 측정한 선행연구들은 직접적으로 조직 내 불공정성의 경험 정도에 대해 묻거나(현선해 외, 2016; 김준엽·박영석, 2018; 남궁민·조윤직, 2022) 공정성 정도에 대한 문항을 활용하여 불공정성 지각 정도를 측정하였다(김정인, 2021). 본 연구는 2024년 사회통합실태조사의 '현재 우리 사회에서 다음 사항들이 어느 정도 공정하다고 생각하십니까?'라는 문항에 대한 응답을 활용하여 국민들의 불공정성 지각을 측정하였다. 응답자들은 교육, 취업, 복지, 주거, 의료, 과세, 법, 정치, 언론 등의 총 15개 항목에 대해 각각 1점(전혀 공정하지 않다)에서 4점(매우 공정하다)의 리커트 4점 척도에 따라 응답하였으며, 본 연구에서는 해당 응답값들을 역코딩하여 불공정성에 대한 지각 수준이 높을수록 높은 점수를 가지도록 변환하였다. 이후 15개 항목의 평균값을 산출하여 불공정성 지각 정도를 측정하였으며, 이는 응답자들이 사회 전반의 제도와 기회의 배분에 대해 얼마나 불공정하다고 인식하고 있는지를 종합적으로 반영하여, 해당 값이 커질수록 사회가 불공정하다고 인식하는 경향이 강함을 의미한다.

매개변수인 사회의 양극화에 대한 국민들의 인식 수준은 2024년 사회통합실태조사의 '귀하는 다음과 같은 사람들에 대한 감정이 어느 정도라고 생각하십니까?'라는 문항에 대한 응답을 활용하여 측정되었다. 기존의 정치학 분야의 선행연구들은 상이한 집단 간 감정적 거리(affective distance) 또는 정치적 양극화의 정서적 차원(affective polarizatino)을 측정하기 위해 설문조사에서 숫자가 낮을수록 차가운(부정적인) 태도를, 높을수록 뜨거운(긍정적인) 태도를 의미하는 감정온도계(feeling thermometer)를 활용하였다(Iyengar et al., 2012; Iyengar et al., 2019; 장승진·장한일, 2020; 김기동·이재묵, 2022; 장한일, 2024). 본 연구는 정치적 성향, 연령, 성별, 종교, 국적 등

을 기준으로 응답자가 속한 집단과 그 이외의 집단을 각각 내집단과 외집단으로 구분하고 외집단에 대한 감정을 0점(매우 차갑다)에서 10점(매우 따뜻하다)까지의 감정온도 척도로 측정하도록 구성된 문항을 활용하였다. 본 연구에서는 각 항목에 대한 감정온도 점수를 역코딩하여, 점수가 높을수록 외집단에 대한 차가운(부정적인) 감정이 강함을 의미하도록 하였다. 이후 7개 항목에 대한 평균값을 산출하여 양극화에 대한 인식 수준을 측정하여, 해당 값이 클수록 사회 집단 간 감정적 갈등이 크다고 느끼는 경향, 즉 사회 양극화에 대한 인식 수준이 높음을 의미한다.

다음으로 조절변수인 정부역량에 대한 국민들의 인식 수준을 측정하였다. 본 연구는 기존의 선행연구들이 제시한 정부역량의 개념적 틀을 바탕으로 정부역량을 다차원적 개념으로 바라보고(김혜정, 2017; 황창호, 2017; 문승민·최선미, 2018; 표경규 외, 2021), 정부가 공공서비스를 수행하는 능력뿐만이 아니라 도덕성 및 협치능력을 포함한 종합적인 역량에 대한 인식을 측정하기 위해 2024년 사회통합실태조사의 관련 문항을 활용하였다. 구체적으로, '귀하는 다음 기관들이 맡은 일을 얼마나 잘 수행하고 있다고 믿습니까?', '귀하는 다음 기관들이 얼마나 청렴하다고 생각하십니까?', '귀하는 다음 집단 간에 협력이 얼마나 잘 이루어지고 있다고 생각하십니까?'의 문항을 활용하여 중앙정부 부처와 지방자치단체에 대해 각각 리커트 4점 척도에 따라 응답한 값을 통해 평균값을 산출하여 정부역량에 대한 인식 수준을 측정하였다(윤건·정소윤, 2018; 윤건·김철우, 2021).

더불어, 설문조사에 참여한 응답자 개개인의 특성이 사회적 고립에 영향을 미칠 수 있음을 고려하여 사회적 고립의 영향요인을 살펴본 기존의 선행연구를 기반으로, 본 연구 또한 성별, 연령, 결혼 여부, 가구주와의 관계, 취업 여부, 이념적 성향, 정주기간, 주관적 건강상태, 개인소득 수준, 가구소득 수준과 같은 인구사회통계학적 요인을 통제변수에 포함하였다. 한편, 사회적 고립의 발생에는 사회적 지위가 영향을 미칠 수 있다(조예지, 2015; 박선희·최영화, 2020). 객관적 지표와 동시에 개인이 주관적으로 인식하는 자신의 사회적 위치 또한 심리적 고립감과 사회적 배제의 경험에 영향을 미칠 수 있다는 것이다(이수비 외, 2022; 김정인, 2023). 그에 따라 본 연구는 사회적 지위에 대한 주관적 인식에 관한 문항을 활용하여 통제변수에 포함하였다.

〈표 3〉 변수설정

항목	변수명	측정문항			
종속변수	사회적 고립	Q. 귀하는 일반적으로 평일 하루에 몇 명의 사람들과 접촉하십니까? (1: 없다 / 0: 1명 이상)			
		(1)	가족 또는 친척	(2)	가족 또는 친척 이외의 사람
		Q. 귀하는 다음의 각 항목에 해당되는 사람이 몇 명 정도 되십니까? (1: 없다 / 0: 1명 이상)			
		(1)	갑자기 목돈이 필요한 경우 돈을 빌릴 수 있는 사람		
		(2)	몸이 아파서 거동하기가 어려울 때 도와줄 수 있는 사람		
		(3)	우울하거나 스트레스를 받을 때 이야기를 나눌 수 있는 사람		
독립변수	불공정성 지각 (역코딩)	Q. 귀하는 현재 우리 사회에서 다음 사항들이 어느 정도 공정하다고 생각하십니까? (1: 전혀 공정하지 않다 / 2: 별로 공정하지 않다 / 3: 약간 공정하다 / 4: 매우 공정하다)			
		(1)	교육 기회	(9)	언론 보도
		(2)	취업 기회	(10)	병역 의무 이행

		(3)	복지혜택을 받을 수 있는 기회	(11)	지역균형발전
		(4)	주거의 기회	(12)	대기업과 중소기업의 관계
		(5)	보건·의료혜택을 받을 수 있는 기회	(13)	경제·사회적인 분배구조
		(6)	과세 및 납세	(14)	성별에 따른 대우
		(7)	법 집행	(15)	고용형태에 따른 대우
		(8)	정치 활동		
매개 변수	양극화 인식 (역코딩)	Q. 귀하는 다음과 같은 사람들에 대한 감정이 어느 정도라고 생각하십니까? (0: 매우 차갑다 ~ 10: 매우 따뜻하다)			
		(1)	나와 정치적 성향이 다른 사람	(5)	나와 종교가 다른 사람
		(2)	고령층	(6)	처음 만난 낯선 사람
		(3)	청년층	(7)	국내 거주 외국인
		(4)	나와 성별이 다른 사람		
조절 변수	정부 역량 인식	Q. 귀하는 다음 기관들이 맡은 일을 얼마나 잘 수행하고 있다고 믿습니까? (1: 전혀 믿지 않는다 / 2: 별로 믿지 않는다 / 3: 약간 믿는다 / 4: 매우 믿는다)			
		(1)	중앙정부 부처	(2)	지방자치단체(시/도/군/구청)
		Q. 귀하는 다음 기관들이 얼마나 청렴하다고 생각하십니까? (1: 전혀 청렴하지 않다 / 2: 별로 청렴하지 않다 / 3: 약간 청렴하다 / 4: 매우 청렴하다)			
		(1)	중앙정부 부처	(2)	지방자치단체(시/도/군/구청)
		Q. 귀하는 다음 집단 간에 협력이 얼마나 잘 이루어지고 있다고 생각하십니까? (1: 전혀 이루어지지 않고 있다 / 2: 별로 이루어지지 않고 있다 / 3: 약간 이루어지고 있다/ 4: 매우 잘 이루어지고 있다)			
		(1)	중앙정부 부처 상호 간	(2)	중앙정부와 지방정부
		(3)	지방정부 상호 간		
통제 변수	성별	남: 1 / 여: 0			
	연령	1=20대 / 2=30대 / 3=40대 / 4=50대 / 5=60대 이상			
	결혼 여부	기혼: 1 / 미혼: 0			
	사회적 지위 인식	Q. 귀하의 현재 사회적 지위는 어느 정도라고 생각하십니까? (0: 매우 낮다 ~ 10: 매우 높다)			
	가구주와의 관계	1=가구주 / 2=배우자 / 3=미혼 자녀, 기혼 자녀 및 배우자, 손자·손녀 및 배우자 / 4=부모, 조부모 / 5=미혼 형제자매 / 6=기타			
	취업 여부	취업=1 / 미취업=0			
	이념적 성향	1=매우 보수적 / 2=다소 보수적 / 3=중도적 / 4=다소 진보적 / 5=매우 진보적			
	정주기간	1=1년 미만 / 2=1~3년 미만 / 3=3~5년 미만 / 4=5~10년 미만 / 5=10년 이상			
	주관적 건강상태	Q. 귀하의 건강상태는 다음 중 어디에 해당합니까? (0: 매우 나쁘다 ~ 5: 매우 좋다)			
	개인소득 수준	1=소득 없음 / 2=100만원 미만 / 3=100만원 이상~200만원 미만 / 4=200만원 이상~300만원 미만 / 5=300만원 이상~400만원 미만 / 6=400만원 이상~500만원 미만 / 7=500만원 이상~600만원 미만 / 8=600만원 이상~700만원 미만 / 9=700만원 이상~800만원 미만 / 10=800만원 이상~900만원 미만 / 11=900만원 이상~1,000만원 미만 / 12=1,000만원 이상			
	가구소득 수준				

2) 변수의 타당도·신뢰도 검증

본 연구에서 활용된 설문 문항의 타당성과 신뢰성을 검증하고자 탐색적 요인분석과 신뢰도 분

석을 다음과 같이 실시하였으며, 이를 위해 주축 요인 추출 분석과 배리맥스(varimax) 요인 회전법을 사용하였다. 수행된 분석의 결과는 아래의 〈표 4〉와 같다.

탐색적 요인분석을 통해 나타난 표본적합도는 0.916, Bartlett의 구형성 검정 결과는 유의수준 0.001 이하인 것으로 나타났으므로 본 연구에 활용된 자료는 요인분석에 적합함을 확인할 수 있다. 이를 바탕으로 총 4개의 요인(사회적 고립, 불공정성 지각, 양극화에 대한 인식, 정부역량에 대한 인식)이 추출되었다. 추출된 요인에서 측정 문항들의 요인적재량이 모두 0.5 이상인 것으로 나타났으므로 본 연구에서 활용된 변수의 타당성이 확보되었음을 알 수 있으며, 추출된 요인의 신뢰성을 검증하기 위한 Cronbach's alpha 값이 모두 0.6 이상인 것으로 나타났으므로 본 연구에서 활용된 변수의 신뢰성 또한 확보되었음을 확인할 수 있다.

한편, 본 연구에서 활용된 설문조사는 자기기입식 설문 방법을 통해 이루어졌기 때문에 수집된 자료는 동일방법편의(common method bias)의 문제를 야기할 수 있다(Avolio et al., 1991). 그에 따라 '2024년 사회통합실태조사'는 조사설계 단계에서의 익명성을 보장하는 등의 사전적 조치를 취하고 있으나, 수집된 자료의 동일방법편의 문제의 존재를 사후적으로 확인하고자 본 연구는 Harman의 단일요인 검증(Harman's single factor analysis)을 수행하였다. 이를 바탕으로 변수의 공분산을 통하여 동일방법편의의 가능성 여부를 평가한 결과, 첫 번째 요인이 측정된 모든 항목들 사이의 공분산의 약 24.04%인 것으로 나타나 50% 미만의 기준을 충분히 달성하였음을 확인하여 심각한 수준이 아닌 것으로 판단하였다(Podsakoff et al., 2003).

〈표 4〉 변수의 타당성·신뢰성 검증 결과

KMO의 표본적합도 검정					.916
Bartlett의 구형성 검정	Approx x2				103687.564
	자유도(df)				561
	p-value				.000***

주: * p〈.05, ** p〈.01, *** p〈.001

변수 명	항목	요인적재량				Cronbach's alpha
		1	2	3	4	
사회적 고립	귀하는 다음의 각 항목에 해당되는 사람이 몇 명 정도 되십니까?					.6837
	몸이 아파서 거동하기가 어려울 때 도와줄 수 있는 사람	.722				
	갑자기 목돈이 필요한 경우 돈을 빌릴 수 있는 사람	.717				
	우울하거나 스트레스를 받을 때 이야기를 나눌 수 있는 사람	.669				
	귀하는 일반적으로 평일 하루에 몇 명의 사람들과 접촉하십니까?					
	가족 또는 친척 이외의 사람	.628				
	가족 또는 친척	.601				
불공정성 지각	귀하는 현재 우리 사회에서 다음 사항들이 어느 정도 공정하다고 생각하십니까?					.8859
	고용형태에 따른 대우		.650			
	취업 기회		.644			
	주거의 기회		.626			
	대기업과 중소기업의 관계		.626			
	경제·사회적인 분배구조		.621			

	지역균형발전		.614			
	복지혜택을 받을 수 있는 기회		.607			
	성별에 따른 대우		.586			
	병역 의무 이행		.575			
	교육 기회		.574			
	보건·의료 혜택을 받을 수 있는 기회		.567			
	과세 및 납세		.562			
	언론 보도		.532			
	법 집행		.531			
	정치 활동		.500			
양극화 인식	귀하는 다음과 같은 사람들에 대한 감정이 어느 정도라고 생각하십니까?					.8699
	나와 종교가 다른 사람			.820		
	나와 성별이 다른 사람			.782		
	국내 거주 외국인			.743		
	청년층			.741		
	처음 만난 낯선 사람			.731		
	고령층			.701		
	나와 정치적 성향이 다른 사람			.666		
정부 역량 인식	귀하는 다음 기관들이 맡은 일을 얼마나 잘 수행하고 있다고 믿습니까?					.8407
	중앙정부 부처				.756	
	지방자치단체				.514	
	귀하는 다음 기관들이 얼마나 청렴하다고 생각하십니까?					
	중앙정부 부처				.776	
	지방자치단체				.559	
	귀하는 다음 집단 간에 협력이 얼마나 잘 이루어지고 있다고 생각하십니까?					
	중앙정부 부처				.774	
	중앙정부와 지방정부				.664	
	지방정부 상호 간				.577	

주: Extraction Method: Principal Axis Factoring
Rotation Method: Varimax

Ⅳ. 분석 결과

1. 기초통계

본 연구에서 사용된 주요 변수들의 기술통계는 아래의 〈표 5〉와 같다. 이를 살펴보면, 먼저 종속변수인 사회적 고립은 평균 0.10, 표준오차 0.17로 나타나 전체 응답자 중 사회적 고립 상태에 해당하는 비율은 상대적으로 낮았음을 의미한다. 또한, 독립변수인 불공정성 지각은 평균 2.42, 표준오차 0.46으로 나타났는데, 이는 응답자들이 현재 자신이 속해있는 사회에 대해 전반적으로 비교

적 불공정하다고 인식하는 경향이 있음을 보여준다. 더불어, 매개변수인 양극화에 대한 인식은 평균 4.28, 표준오차 1.31로 나타났는데, 이를 고려할 때 응답자들이 자신과 다른 사회집단 또는 그에 속한 개인들에 대해 일정 수준 이상의 거리감이나 부정적인 감정을 지니고 있음을 알 수 있다. 한편, 조절변수인 정부역량에 대한 인식은 평균 2.40, 표준오차 0.55로 나타났는데, 척도상 중간보다 다소 낮은 수준의 정부역량 인식 수준을 보여주는 것으로 나타났다.

다음의 〈표 6〉은 주요 변수들의 상관관계 분석 결과를 보여준다. 먼저, 사회적 고립은 불공정성 지각(.031) 및 양극화 인식(.068)과 유의미한 양의 상관관계를 보였다. 또한, 불공정성 지각은 양극화 인식과 양의 상관관계(.267)를 보였으며, 반면에 정부 역량 인식은 불공정성 지각(-.592), 양극화 인식(-.197)과 각각 유의미한 음의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 통제변수들에 대한 상관관계를 살펴보면, 연령은 사회적 고립(.041)과 유의미한 양의 상관관계를 나타냈으며, 이념적 성향은 사회적 고립(-.056)과 유의미한 음의 상관관계를 보이는 것으로 나타났다. 전반적으로 주요 변수 간 상관계수는 0.6 이하인 것으로 나타났다.

한편, 변수 간 상관관계가 높아 다중공선성이 발생하게 되면 정확한 회귀계수의 추정이 어려울 수 있기 때문에 본 연구는 보다 엄밀한 검정을 위해 회귀분석을 실시하기에 앞서 VIF(분산팽창계수) 값을 통해 변수 간 다중공선성을 확인하였다. 본 연구의 분석에서 사용된 변수 간 VIF 값을 확인한 결과 가장 높은 값은 2.10으로 나타나 10보다 크지 않음을 확인하여 문제가 되지 않는 것으로 간주하였다.

〈표 5〉 기술통계

변수	관측값	평균	표준오차	최소값	최대값
1. 사회적 고립	8,251	.10	.17	0	1
2. 불공정성 지각	8,251	2.42	.46	1.07	4
3. 양극화 인식	8,251	4.28	1.31	0	9.57
4. 정부 역량 인식	8,251	2.40	.55	1	4
5. 성별	8,251	.48	.50	0	1
6. 연령	8,251	3.47	1.44	1	5
7. 결혼 여부	8,251	.71	.45	0	1
8. 사회적 지위 인식	8,251	5.88	1.49	0	10
9. 가구주와의 관계	8,251	1.70	.84	1	6
10. 취업 여부	8,251	.72	.45	0	1
11. 이념적 성향	8,251	2.93	.90	1	5
12. 정주기간	8,251	4.24	1.02	1	5
13. 주관적 건강상태	8,251	3.70	.80	1	5
14. 개인소득 수준	8,251	3.85	1.87	1	12
15. 가구소득 수준	8,251	6.27	2.22	1	12

〈표 6〉 상관관계

변수	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1. 사회적 고립	1														
2. 불공정성 지각	.031**	1													
3. 양극화 인식	.068***	.267***	1												
4. 정부역량 인식	-.011	-.592***	-.197***	1											
5. 성별	.028*	.018	-.005	.012	1										
6. 연령	.041***	-.035**	.004	.035**	-.035**	1									
7. 결혼 여부	-.116***	-.029*	-.023*	.012	.066***	.350***	1								
8. 사회적 지위 인식	-.105***	-.093***	-.207***	.107***	.076***	-.090***	.087***	1							
9. 가구주와의 관계	.035**	.013	.039***	-.022*	-.339***	-.394***	-.377***	-.055***	1						
10. 취업 여부	-.066***	.000	-.044***	.017	.225***	-.159***	.115***	.166***	-.192***	1					
11. 이념적 성향	-.056***	.005	.022	-.002	.013	-.345***	-.084***	.059***	.125***	.128***	1				
12. 정주 기간	.031**	-.002	-.057***	.042***	-.017	.337***	-.018	-.047***	.018	-.137***	-.123***	1			
13. 주관적 건강상태	-.113***	.031**	-.014	.008	.100***	-.473***	-.071***	.188***	.142***	.223***	.232***	-.131***	1		
14. 개인소득 수준	-.043***	-.009	-.001	.006	.321***	-.103***	.125***	.191***	-.244***	.536***	.090***	-.100***	.211***	1	
15. 가구소득 수준	-.061***	-.003	-.002	.028*	.046***	-.317***	.090***	.177***	.195***	.280***	.169***	-.078***	.336***	.421	1

주: * p〈.05, ** p〈.01, *** p〈.001

2. 회귀분석 결과

본 연구는 사회의 불공정성에 대한 국민들의 지각이 사회적 고립에 미치는 영향을 살펴보고, 양극화에 대한 인식이 불공정성에 대한 지각과 사회적 고립의 관계를 매개하는지 살펴보고자 한다. 더불어, 정부역량에 대한 인식이 이러한 관계에 조절된 매개효과를 가지는지 보고자 한다. 이를 위하여 IBM SPSS Statistics 28을 활용하여 Baron & Kenny(1986)가 제시한 3단계 매개효과 분석을 실시하여 매개효과와 조절효과를 검증하고, Hayes(2018)가 제시한 PROCESS macro의 Model 4와 Model 15를 활용하여 양극화 인식의 매개효과와 정부역량 인식의 조절된 매개효과를 검증하였다.

1) 양극화 인식의 매개효과

아래의 〈표 7〉은 매개효과의 여부를 판단하기 위해 실시한 3단계 회귀분석의 결과를 보여준다.

매개효과를 입증하기 위해서는 먼저 1단계에서 독립변수가 매개변수에 통계적으로 유의미한 영향을 미쳐야 한다. 다음으로 2단계에서는 독립변수가 종속변수에 통계적으로 유의미한 영향을 미쳐야 하며, 3단계에서는 독립변수가 회귀식에 포함된 상태에서 매개변수가 종속변수에 통계적으로 유의미한 영향을 미쳐야 함과 동시에 독립변수의 효과가 2단계의 회귀계수 값보다 낮아야 한다(Baron & Kenny, 1986). 이를 바탕으로 불공정성 지각의 효과를 살펴본 뒤, 양극화 인식의 효과를 살펴보면 다음과 같다.

먼저, 불공정성 지각이 양극화 인식에 미치는 영향력은(경로 A) 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다(=.7148, p〈0.001). 이는 사회가 불공정하다고 인식한 개인일수록 사회 내 이질적인 집단 간 또는 개인과의 대립 및 갈등을 더 강하게 인식하게 됨을 의미한다. 즉, 개인이 사회 내에서 공정한 대우를 받지 못한다고 느낄수록 타 집단에 대한 부정적 인식과 거리감이 심화되어 사회적 양극화에 대한 지각으로 연결된다는 것이다.

둘째로, 불공정성 지각이 사회적 고립에 미치는 영향력은(경로 B) 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났는데(=.0088, p〈0.05), 이를 통해 개인이 사회를 불공정하게 인식할수록 자신이 사회적 관계망으로부터 배제되어 있거나 단절되어 있다고 인식할 가능성이 높아짐을 확인할 수 있다. 이와 같은 결과는 불공정성 지각이 단순히 사회의 구조적 문제에 대한 개인의 인식을 넘어서, 개인이 사회 내에서 경험하는 소속감의 약화나 배제감으로 이어질 수 있는 핵심적 요인으로 작용할 수 있음을 의미할 수 있으며, 이는 불공정성 지각이 사회적 관계에 미치는 부정적 영향을 다룬 기존의 선행연구들과 일치하는 결과이다(Halinen & Tähtinen, 2002; Eek & Biel, 2003; Reuben & van Winden, 2010; Lyu & Sun, 2020; 서미혜, 2017; 이수비 외, 2022). 따라서 가설 1은 지지되었다.

마지막으로, 양극화 인식이 불공정성 지각과 사회적 고립의 관계에 미치는 매개효과를 살펴볼 수 있다. 양극화 인식은 사회적 고립에 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다(=.0059, p〈0.001). 이때 완전매개(full mediating effect)인지 부분매개(partial mediating effect)인지의 여부를 판단하기 위해 3단계에서 독립변수가 종속변수에 미치는 효과의 유의성을 살펴보아야 하는데(Van Dyne et al., 1994), 경로 C에서 불공정성 지각이 사회적 고립에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타나 양극화 인식이 완전매개 역할을 하고 있음을 확인하였다. 이는 불공정성 지각과 사회적 고립 간의 관계가 양극화 인식이라는 경로를 통해서 설명될 수 있음을 시사한다. 즉, 사회가 불공정하다고 인식한 개인은 사회 내 존재하는 타 집단 또는 대상에 대한 거리감이나 갈등 의식이 증폭되는데, 이러한 양극화 인식이 다시 개인의 사회적 유대감이나 소속감을 약화시켜 사회적 고립을 심화시키는 경로로 작동하는 것이다. 다시 말해, 개인은 '내가 속한 사회가 불공정하다'라는 인식이 사회 전반에 대한 불신과 분열의 감정으로 확장되면서 현실화된 고립감을 느끼게 되는 것이다.

더불어, 본 연구는 부트스트래핑(bootstrapping)을 실시함으로써 매개변수를 통한 간접효과가 가지는 통계적 유의성을 검증하고자 하였다(Hayes, 2009). SPSS의 PROCESS macro의 Model 4를 통해 실시되는 부트스트래핑을 바탕으로, 매개변수를 통한 간접효과의 신뢰구간 하한값(Boot

LLCI)과 상한값(Boot ULCI) 사이에 0이 포함되지 않을 때 매개효과가 통계적으로 유의함을 판단할 수 있다. 부트스트랩 사례 수를 5,000으로 설정하여 95% 신뢰구간에서 하한값과 상한값을 구해 확인한 유의성 검증 결과는 아래의 〈표 8〉과 같다. 부트스트래핑을 통해 불공정성 지각이 양극화 인식을 통해 사회적 고립에 미치는 간접효과의 유의미성을 검증한 결과(불공정성 지각 → 양극화 인식 → 사회적 고립), 95% 신뢰구간에서 하한값은 0.0020, 상한값은 0.0064로 나타나 구간 내에 0이 포함되지 않으므로 매개효과가 유의한 것을 확인하였다. 이에 따라 가설 2와 가설3이 지지되었다.

〈표 7〉 양극화 인식의 매개효과에 대한 회귀분석 결과

	경로 A	경로 B	경로 C
	양극화 인식	사회적 고립	사회적 고립
양극화 인식	-	-	.0059*** (.0015)
불공정성 지각	.7148*** (.0328)	.0088* (.0041)	.0045 (.0041)
성별	.0361 (.0302)	.0223*** (.0041)	.0221*** (.0041)
연령	.0589*** (.0138)	.0046* (.0018)	.0042* (.0018)
결혼 여부	-.0140 (.0353)	-.0449***	-.0448*** (.0047)
사회적 지위 인식	-.1658*** (.0101)	-.0080*** (.0014)	-.0070* (.0013)
가구주와의 관계	.0802*** (.0203)	.0077* (.0032)	.0072* (.0028)
취업 여부	-.1423*** (.0378)	-.0093 (.0052)	-.0084 (.0049)
이념적 성향	.0470** (.0161)	-.0059** (.0022)	-.0061** (.0022)
정주기간	-.1047*** (.0147)	-.0008 (.0019)	-.0002 (.0019)
주관적 건강상태	.0167 (.0201)	-.0197*** (.003)	-.0198*** (.003)
개인소득 수준	.0413*** (.0100)	.0011 (.0013)	.0009 (.0013)
가구소득 수준	.0098 (.0076)	.0002 (.0010)	.0002 (.0010)
_cons	3.3089*** (.1608)	.2130*** (.0226)	.1935*** (.0216)
관측값	8,251	8,251	8,251
F	78.85***	20.23***	27.78***
R^2	.1157	.0401	.0420

주: * p〈0.05, ** p〈0.01, *** p〈0.001, ()은 standard error를 나타냄

〈표 8〉 부트스트랩 분석결과

매개효과 경로	매개효과 계수	Boot S.E	95% 신뢰구간	
			Boot LLCI	Boot ULCI
불공정성 지각 → 양극화 인식 → 사회적 고립	.0042	.0011	.0020	.0064

주: 부트스트랩을 5000회 실시함

2) 정부 역량 인식의 조절효과

다음으로, 〈표 9〉는 정부 역량 인식이 불공정성 지각과 사회적 고립 간의 관계와 양극화 인식과 사회적 고립 간의 관계에서 조절효과를 가지는지 검증한 결과를 보여준다.

먼저, 불공정성 지각은 사회적 고립에 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것을 알 수 있으며(=.0129, p〈0.01), 이는 정부 역량 인식을 통제변수로 포함한 모형에서도 앞선 분석 결과와 일관되게 나타난 결과로, 사회가 불공정하다고 인식할수록 사회적 관계망ㅇ로부터 소외되거나 단절되었다고 인식할 가능성이 높음을 확인할 수 있다. 그러나 가설 4에서 제시한 바와 같이 정부 역량 인식이 불공정성 지각과 사회적 고립의 관계를 통계적으로 유의미하게 부(-)의 방향으로 조절하지는 않는 것으로 나타났다. 다시 말해, 사회 전반의 공정성 부족에 대한 개인의 체감은 개인의 사회적 고립감을 증가시키는데, 이는 개인이 정부를 얼마나 유능하다고 인식하는지와는 상관없이 이루어질 수 있다는 것이다. 따라서 가설 4는 지지되지 않았다.

한편, 양극화 인식 역시 사회적 고립에 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났는데(=.0065, p〈0.001), 이는 앞선 분석 결과와도 동일하게 나타난 결과로, 사회가 양극화되어 있다고 인식한 개인일수록 사회적 고립감이 증가할 수 있다는 것이다. 그러나 정부 역량 인식과 양극화 인식의 상호작용항은 사회적 고립에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타나다. 이는 사회를 양극화되었다고 강하게 인식한 개인이 느끼는 고립감은 정부의 역량에 대한 평가에 따라 달라지지 않는다고 해석할 수 있으며, 그에 따라 가설 5는 지지되지 않았다.

〈표 9〉 정부 역량 인식의 조절효과에 대한 회귀분석 결과

	사회적 고립				
불공정성 지각 (A)	-	.0129** (.0052)	-.0033 (.0147)	-	-
양극화 인식 (B)	-	-	-	.0065*** (.0015)	.0158** (.0060)
정부 역량 인식 (C)	-.0005 (.0032)	.0058 (.0041)	-.0111 (.0143)	.0022 (.0032)	.0191 (.0108)
A × C	-	-	.0071 (.0059)	-	-
B × C	-	-	-	-	-.0039 (.0024)

성별	.0225*** (.0018)	.0222*** (.0041)	.0222*** (.0041)	.0222*** (0.0042)	.0222*** (0.0042)
연령	.0045* (.0018)	.0045* (.0018)	.0046* (.0018)	.0041* (0.0019)	.0040* (0.0019)
결혼 여부	−.0450*** (.0051)	−.0447*** (.0051)	−.0448*** (.0051)	−.0448*** (.0051)	−.0447*** (.0051)
사회적 지위 인식	−.0082*** (.0014)	−.0081*** (.0014)	−.0080*** (.0014)	−.0071*** (.0014)	−.0073*** (.0014)
가구주와의 관계	.0076* (.0032)	.0077* (.0032)	.0077* (.0032)	.0071* (.0032)	.0071* (.0032)
취업 여부	−.0092 (.0052)	−.0094 (.0052)	−.0095 (.0052)	−.0084 (.0053)	−.0082 (.0053)
이념적 성향	−.0059** (.0022)	−.0059** (.0022)	−.0058** (.0022)	−.0062** (.0022)	−.00621** (.0022)
정주기간	−.0008 (.0019)	−.0009 (.0019)	−.0010 (.0019)	−.0002 (.0019)	−.0000 (.0019)
주관적 건강상태	−.0195*** (.0028)	−.0198*** (.0028)	−.0199*** (.0028)	−.0197*** (.0078)	−.0197*** (0.0028)
개인소득 수준	.0011 (.0013)	.0012 (.0013)	.0012 (.0013)	.0009 (.0013)	0.0009 (.0013)
가구소득 수준	.0002 (.0010)	.0002 (.0010)	.0003 (.0010)	0.0001 (0.0010)	0.0001 (0.0010)
_cons	.2364*** (.0217)	.1908*** (.0280)	.2299*** (.0416)	.1976*** (.0228)	.1578*** (.0322)
관측값	8,251	8,251	8,251	8,251	8,251
F	20.03***	18.77***	17.49***	19.33***	18.09***
R^2	.0396	.0404	.0405	.0419	.0423

주: * p〈0.05, ** p〈0.01, *** p〈0.001, ()은 standard error를 나타냄

3) 정부 역량 인식의 조절된 매개효과

본 연구는 정부 역량 인식의 조절된 매개효과를 확인하고자 위계적 회귀분석과 조건부 효과 분석을 수행하였다. 먼저, 위계적 회귀분석을 통해 조절된 매개효과를 검증하기 위해서 매개변수가 종속변수에 유의미한 영향을 미치고, 매개변수와 조절변수의 상호작용항이 종속변수에 유의미한 영향을 미칠 때 조절변수의 조절된 매개효과가 존재함을 확인할 수 있다(이형권, 2024).

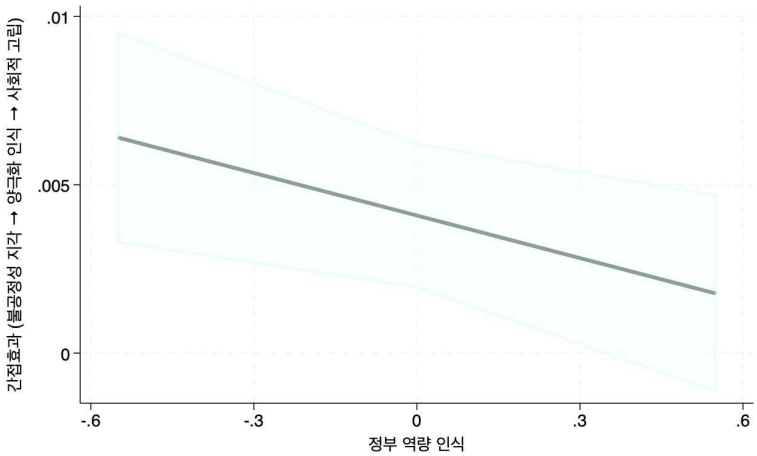
〈표 10〉 정부 역량 인식의 조절된 매개효과에 대한 분석 결과

	β	SE	LLCI	ULCI
종속변수 모형(종속변수: 사회적 고립)				
불공정성 지각 (A) → 사회적 고립	.0107*	.0051	.0007	.0206
양극화 인식 (B) → 사회적 고립	.0057***	.0015	.0028	.0086
정부 역량 인식 (C) → 사회적 고립	.0069	.0041	−.0012	.0149
A × C → 사회적 고립	.0122	.0063	−.0001	.0246

B × C → 사회적 고립	-.0059*	.0024	-.0107	-.0011
_cons	.2325***	.0185	.1963	.2688

주: * p〈0.05, ** p〈0.01, *** p〈0.001, ()은 standard error를 나타냄

〈그림 2〉 정부 역량 인식의 조절된 매개효과 그래프



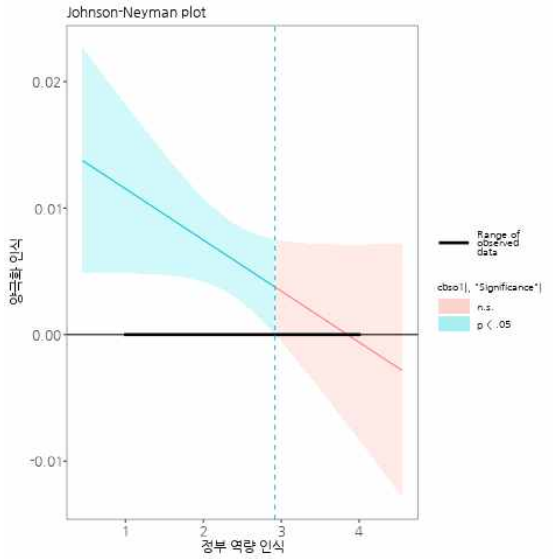
〈표 10〉에서 양극화 인식이 사회적 고립에 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며(=.0057, p〈0.01), 양극화 인식과 정부 역량 인식의 상호작용항이 유의미한 부(-)의 영향을 미치는 것ㅇ로 나타나(=-.0059, p〈0.05) 정부 역량 인식의 조절된 매개효과를 확인할 수 있다. 다음으로 〈표 11〉을 통해 정부 역량 인식의 수준별 조건부 간접효과에 대한 분석 결과를 살펴보면, 정부 역량 인식의 조건부 효과는 1SD(.5507)일 때를 제외하고 -1SD(-.5507, effect=0.0064)일 때와 MEAN(effect=0.0018)일 때에 유의한 것으로 나타났다. 즉, 불공정성 지각이 양극화 인식을 통하여 사회적 고립에 미치는 영향력은 정부 역량 인식이 높아질수록 점차 감소하다가 정부 역량 인식이 어느 정도 이상의 값을 가지게 되면 더 이상 유의미하지 않게 된다는 것이다. 이를 존슨-네이만 검정(Johnson-Neyman technique)을 통해 시각화한 결과는 〈그림 3〉과 같으며, 정부 역량 인식이 2.92 이하일 때에 불공정성 지각이 양극화 인식을 매개하여 사회적 고립에 미치는 효과가 통계적으로 유의미한 것을 확인하였다. 정리하면, 정부 역량 인식이 높아질 때, 불공정성 지각이 양극화 인식을 거쳐 사회적 고립에 미치는 정(+)의 영향력이 완화될 수 있음을 의미한다. 따라서 가설 6은 지지되었다.

〈표 11〉 정부 역량 인식에 따른 조건부 효과에 대한 분석 결과

정부 역량 인식	Effect	SE	LLCI	ULCI
-.5507	.0064	.0016	.0033	.0095
.0000	.0041	.0011	.0019	.0063
.5507	.0018	.0015	-.0012	.0046
조절된 매개효과 검증				
정부 역량 인식	Index	Boost SE	Boot LLCI	Boot ULCI
	-.0042	.0019	-.0078	-.0007

주: * p〈0.05, ** p〈0.01, *** p〈0.001, ()은 standard error를 나타냄

〈그림 3〉 존슨-네이만 그래프



이상의 분석 결과를 종합하면 다음과 같다. 먼저, 사회에 대한 불공성 지각은 개인의 사회적 고립에 직접적인 영향을 미칠 뿐만이 아니라, 양극화 인식을 매개로 하여 간접적으로도 고립감을 심화시킬 수 있음을 확인하였다. 이는 자신이 속한 사회가 불공정하다고 인식하는 개인일수록 타 집단에 대한 거리감과 갈등이 존재함을 강하게 느끼게 되며, 그러한 인식이 다시 개인의 사회적 유대감과 소속감을 약화시키는 방향으로 작용할 수 있음을 의미한다. 즉, 불공정성 지각과 사회적 고립의 관계는 개인이 사회 내 구조적 환경에 대해 가지는 인식이 단순히 이에 그치지 않고 사회적 관계망 안에서 느끼는 심리적 거리감과도 연관될 수 있다는 것이다.

더 나아가, 본 연구는 정부 역량 인식이 이러한 경로에서 어떠한 조절적 효과를 가질 수 있는지 확인하고자 하였다. 분석 결과, 정부 역량 인식은 불공정성 지각과 사회적 고립 간의 관계 또는 양극화 인식과 사회적 고립 간의 관계를 직접적으로 조절하지는 않는 것으로 나타났다. 이는 정부의 능력과 의지에 대한 긍정적인 평가가 사회의 불공정성 또는 양극화에 대한 개인의 의식을 완화하

기에는 충분하지 않을 수 있음을 시사한다.

그러나 정부 역량 인식이 조절된 매개효과의 경로에서 의미 있는 결과를 나타내는 것으로 확인되었다. 구체적으로, 정부 역량에 대한 인식이 긍정적일수록 불공정성 지각이 양극화 인식을 통해 사회적 고립을 심화시키는 간접효과가 완화되는 것으로 나타난 것이다. 이는 다시 말해, 정부가 유능하다고 인식하는 개인일수록 불공정성과 양극화의 인지적 연결고리가 느슨해지며 그로 인해 발생한 고립감 또한 상대적으로 덜 형성될 수 있음을 의미할 수 있다. 이와 같은 분석 결과를 바탕으로 하여 본 연구의 가설검정 결과를 살펴보면 다음의 〈표 12〉와 같다.

〈표 12〉 가설검정 결과

구분	가설	결과
가설 1	불공정성 지각은 사회적 고립에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.	채택
가설 2	양극화 인식은 사회적 고립에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.	채택
가설 3	불공정성 지각은 양극화 인식을 매개로 하여 사회적 고립에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.	채택
가설 4	정부 역량 인식은 불공정성 지각과 사회적 고립 간의 관계를 부(−)의 방향으로 조절할 것이다.	기각
가설 5	정부 역량 인식은 양극화 인식과 사회적 고립 간의 관계를 부(−)의 방향으로 조절할 것이다.	기각
가설 6	정부 역량 인식은 불공정성 지각과 양극화 인식을 거쳐 사회적 고립에 미치는 영향에 부(−)의 방향의 조절된 매개효과를 가질 것이다.	채택

V. 결론 및 함의

본 연구는 현대 사회에서 지속적으로 심화되고 있는 사회적 고립의 원인과 인지적 경로를 분석하고자 하였다. 특히 개인이 지각한 사회의 불공정성이 사회적 고립에 어떠한 영향을 미치는지를 분석의 출발로 삼고, 그 과정에서 개인이 인식한 사회 양극화의 정도가 그 경로를 어떻게 매개하는지에 주목하였다. 더 나아가, 사회문제에 대응하는 정부의 능력에 대한 인식 수준이 사회적 반응을 조절할 수 있다는 관점에서, 개인의 정부 역량 인식이 이러한 매개 경로에 미치는 조절된 매개효과를 실증적으로 규명하고자 하였다. 이를 통해 본 연구는 사회적 고립이 더 이상 개인 차원의 문제를 넘어선 사회적 문제임을 강조하고, 그 발생 원인을 불공정성 지각, 양극화 인식, 정부 역량에 대한 인식이라는 복합적인 심리적 요인을 중심으로 파악함으로써, 사회 통합의 기반을 회복하기 위한 정책적·이론적 대안을 제시하는 것을 목표로 한다.

본 연구의 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저, 개인의 불공정성 지각은 사회적 고립에 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 사회가 불공정하게 작동하고 있다는 인식이 개인의 내면에 심리적 좌절과 무력감을 유발하는데, 이것이 사회적 관계망으로부터의 단절로 이어질 수 있음을 시사한다. 개인은 사회 제도나 규범으로부터 자신이 정당한 대우를 받고 있지 못하며 그러한 인식이 사회에 팽배하다고 느낄 때, 이는 단순한 공동체에 대한 소속감 자체를 약화시키는 인지적 기반이 될 수 된다. 특히 이러한 불공정성 지각은 타인과의 관계 형성

에서 경계와 불신을 강화하고, 관계 맺기를 꺼리게 하는 정서적 반응으로 이어질 수 있다. 이는 상대적 박탈감의 관점에서 자신이 노력한 만큼의 보상을 받지 못하고 있다고 느낄 때 발생하는 부정적 정서가 사회로부터의 심리적 거리감을 확대시키고, 사회적 참여로부터의 이탈을 유도한다는 기존 연구들과도 일치하는 결과이다(Runciman, 1966; Halinen & Tähtinen, 2002; 이수비 외, 2022). 결국, 불공정성 지각은 단순히 인식 차원의 문제가 아니라, 실질적으로 개인의 사회적 행위와 관계 형성에 영향을 미치는 요인으로 작동하고 있음을 실증적으로 입증하였다.

다음으로, 분석 결과 양극화 인식이 사회적 고립에 유의미한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 개인이 자신이 속한 사회를 집단 간 갈등이 극단적으로 심화된 구조라고 인식할수록, 타인에 대한 신뢰나 소통의 가능성을 낮게 평가하게 되어 사회적 관계망 형성에 소극적이거나 회피적인 태도를 보이게 될 수 있음을 의미한다. 특히 양극화 인식은 단지 현실에 대한 중립적 평가가 아니라, 같은 사회에 속한 타인을 '타자화'하는 경향을 강화시킬 수 있음을 확인하였다는 점에서 중요한 함의를 지닌다. 이는 사회를 분절적으로 인식하게 만들고, 거리감을 형성할 수 있다는 점에서, 양극화 인식이 사회적 고립을 구조화시키는 인지적 기반이 될 수 있음을 확인하였다. 따라서 양극화 인식은 단순히 사회 진단의 결과물이 아니라, 개인의 사회적 정체성과 사회적 행동 양식을 결정짓는 심리적 기제로서 기능해 사회적 연결망의 약화와 공동체 기반의 해체로 이어지는 경로를 실증적으로 보여주었다.

또한, 본 연구는 불공정성 지각이 사회적 고립에 미치는 영향을 양극화 인식이 완전매개함을 실증적으로 확인하였다. 이는 개인이 사회를 불공정하다고 인식할 때 그 인식이 즉각적으로 사회적 고립으로 연결되는 것이 아니라, 먼저 사회 전체가 극단적으로 분열되어 있다는 해석으로 확장된다는 것을 확인하였다는 것에 의의가 있다. 다시 말해, 사회가 정당하지 않은 방식으로 작동한다고 느끼는 개인은 그러한 불공정성이 특정 개인이나 집단에만 유리하게 작동하고 있다는 인식을 갖게 되며, 이는 '나'와 '그들' 간의 경계와 대립을 부각시키는 양극화 인식으로 전환된다. 이러한 인지의 전이는 결과적으로 타인에 대한 심리적 거리감을 증대시키고, 공동체 내 소속감과 유대를 약화시켜 사회적 관계망에서 이탈하게 되고 결과적으로 사회적 고립을 유도한다. 이러한 결과는 사회문제에 대한 인식이 사회 구조 전반에 대한 해석과 감정의 변화를 포함한 인지적 과정임을 보여주며, 불공정성 지각이 어떻게 개인의 사회적 고립감으로 이어지는지를 보다 복합적인 경로로 설명할 수 있게 한다. 특히, 불공정성 지각이 사회의 분열성과 갈등 구조를 매개로 하여 사회적 고립에 영향을 미친다는 점은 정책적 개입의 필요 영역이 사회 통합을 지향하는 보다 거시적 설계로 확장되어야 함을 시사한다.

한편, 정부 역량 인식은 불공정성 지각과 사회적 고립 간의 직접적인 관계, 또는 양극화 인식과 사회적 고립 간의 관계를 통계적으로 유의하게 조절하지는 않는 것으로 나타났다. 그러나, 정부 역량 인식은 불공정성 지각이 양극화 인식을 매개로 하여 사회적 고립에 이르는 간접 경로를 부(-)의 방향으로 조절하는 것으로 나타났다. 즉, 정부가 문제 해결을 위한 능력을 갖추었다고 인식한 개인은 불공정성에 대한 인식이 사회의 분열과 갈등을 강조하는 양극화 인식으로 전이되어 사회적 고립감으로 이어지는 심리적 반응이 완화될 수 있다는 것이다. 이는 정부의 역량에 대한 긍정

적인 평가가 단순히 제도에 대한 긍정적 평가에 그치지 않고, 불공정성과 양극화라는 복합적 인식의 연결고리를 느슨하게 만들어주는 심리적 완충 장치로 작용할 수 있음을 시사한다. 나아가, 정부가 문제를 해결할 수 있는 유능한 행위자라는 인식은 사회의 불안정성과 분열에 대한 개인의 위협감을 낮추고, 공동체 일원으로서의 소속감을 회복해 고립을 극복하도록 만드는 데 기여할 수 있다. 이러한 조절된 매개효과는 개인이 사회문제를 어떻게 해석하고, 그에 따라 사회적 관계를 어떻게 구성할지를 결정짓는 중요한 심리적 경로를 설명해주는 이론적 단서를 제공한다.

본 연구는 사회적 고립을 단지 개인의 사회적 기술 부족이나 우울증과 같은 심리적 문제로 환원하는 접근을 넘어, 사회 구조에 대한 개인의 인식이 사회적 고립을 유발하는 심리적 경로로 작동함을 실증적으로 규명하였다. 이는 사회적 고립에 대한 정책적 접근이 개인 차원의 처방을 넘어서야 하며, 사회 전반의 신뢰 회복과 통합적 사회구조 형성을 위한 보다 거시적이고 구조적인 개입이 요구됨을 시사한다. 이를 토대로 본 연구는 다음과 같이 정책적 함의를 제시할 수 있다. 첫째, 불공정성 지각이 사회적 고립을 심화시키는 핵심 경로라는 점에서, 정책은 단순한 복지 전달이나 서비스 제공을 넘어 정의롭고 투명한 제도 운영을 중심으로 설계될 필요가 있다. 공공 정책이 형평성과 공정성의 원칙에 기반하여 집행되고 있다는 인식을 줄 수 있어야 하며, 이를 위해 정책 대상 선정, 과정의 투명성, 결과에 대한 책임성이 확보되어야 한다. 둘째, 양극화 인식이 사회적 고립을 매개하는 과정에서 결정적인 역할을 한다는 점은 사회통합을 위한 갈등 조정 메커니즘과 커뮤니케이션 구조의 마련을 정책 과제로 제안한다. 세대, 지역, 성별, 정치 성향 등 다양한 측면에서 분열된 사회의 갈등 구조를 완화하기 위해 중립적이고 공정한 공론장과 대화의 장이 필요하며, 편향된 정보와 혐오 표현의 확산을 방지할 수 있는 정보 환경의 개선도 병행되어야 한다. 셋째, 정부 역량에 대한 인식이 사회적 고립을 완화하는 조절된 매개효과로 작동한다는 점은, 정부 신뢰 회복을 위한 전략적 소통과 문제해결 중심의 정책 역량 강화가 필요함을 보여준다. 시민이 체감할 수 있는 정책 성과를 가시화하고, 위기 대응이나 사회문제의 해결에 있어 신속하고 유능한 행정 시스템을 마련하는 것이 중요하다. 특히나 사회의 취약계층이나 고립 발생의 위험이 높은 집단에게는 정부가 적극적으로 개입하고 있다는 존재감을 전달하는 소통의 전략이 병행될 필요성이 있다. 영국의 경우, 2018년 세계 최초로 '고독부(Minister for Loneliness)'를 설치하고, 사회적 고립과 외로움 문제를 공공의 차원에서 대응해야 할 정책 이슈로 규정하였다. 이후 영국 정부는 지역 공동체와 협력하여 고립인들을 위한 커뮤니티 연결사업, 공공기관 간 데이터 공유, 의학적 처방 연계 등 다양한 정책을 추진하며, 정부가 시민의 일상적 고립 문제에 '존재감 있게 개입하고 있다'는 인식을 제고하고자 하였음을 확인할 수 있다(DiJulio et al., 2018). 또한, 일본은 고독사(Kodokushi, 孤独死)와 은둔형 외톨이(Hikikomori, ひきこもり) 문제에 대한 사회적 경각심이 높아짐에 따라 정부가 이를 공공의 문제로 인식하고 다각도의 개입을 시도해왔다. 특히 2021년에는 내각부에 '고독·고립 대책 담당실'을 신설하고, 지자체와 연계한 고립 위험자 조기 발견 및 통합지원 시스템을 구축하고 있다(류황석, 2023). 이와 같은 사례는 행정의 신속한 조직화와 정보 연계 시스템 구축을 통해 고립의 구조적 위험에 대응하는 공공 부문의 전략으로 볼 수 있다. 국내에서도 서울시는 2019년부터 '고립·은둔청년 지원정책'을 단계적으로 확대해 왔으며, 2024년에는 전국 최초로 '서

울형은둔청년지원센터'를 개소하였다. 서울시의 사회적 고립 대응정책은 맞춤형 지원체계와 동시에, 사회적 고립 및 은둔에 대한 시민 인식의 개선을 위한 투트랙 방식으로 고립 청년을 지원하고 있다. 특히 청년 당사자와 부모, 지역사회가 함께하는 방식은 정부가 일상 속 문제에 대한 '해결자'라는 인식을 심어주는 중요한 전략이라고 바라볼 수 있다. 이처럼, 정부의 역할과 대응 역량이 시민에게 신뢰와 보호감을 줄 수 있도록 정책이 설계될 때, 실제적인 문제의 예방 또는 해결과 동시에 단순한 지원을 넘어, '정부가 있다'는 인식 자체가 사회적 고립을 완충하는 심리적 자원이 될 수 있다는 점에서, 실효성 있는 공공 개입의 중요성이 강조된다.

한편, 본 연구는 다음과 같은 한계점을 내포한다. 첫째, 본 연구는 횡단면 설문조사 데이터를 기반으로 개인의 인식을 측정하여 분석을 수행하였기 때문에 인과관계를 명확히 추론하는 데 제한이 존재한다. 불공정성 지각, 양극화 인식, 사회적 고립 간의 관계는 상호 영향을 주고받을 수 있는 복잡한 심리적 구조를 내포하고 있음에도 불구하고, 본 연구는 특정 시점에서의 인식을 중심으로 분석을 수행하였다는 점에서 그 변화의 동학이나 인식의 형성과정까지 포착하기는 어렵다. 향후 연구에서는 동일한 대상자를 반복 측정하는 종단적 패널 데이터를 활용하여 인지적 변화와 그 결과로서의 고립 경험이 어떻게 축적되는지를 추적할 필요가 있다. 둘째, 본 연구는 주요 변수들을 모두 자기보고식(self-reported) 인식조사를 기반으로 측정하였기 때문에 동일방법편의(common method bias)의 가능성을 완전히 배제할 수 없다. 본 연구에서도 Harman's single factor test를 통해 편향 가능성을 점검하였으며, 특정 요인에 대한 과도한 집중은 발견되지 않았으나, 인식 자료 간의 자기상관이 내포할 수 있는 문제는 여전히 존재한다. 후속 연구에서는 인식자료와 더불어 객관적 사회지표나 행태 데이터(예: 사회참여 기록, 지역 갈등지수 등)를 병행하는 등의 방식을 활용하여 인과 구조를 보다 정밀하게 검증할 필요가 있다. 셋째, 불공정성 지각, 양극화 인식, 정부 역량 인식 등 핵심 변수들이 모두 주관적 인식이라는 점에서, 이들이 실제 사회 현실을 얼마나 반영하고 있는지에 대한 해석에는 주의가 요구된다. 개인의 인식이 실제보다 과장되거나 왜곡되었을 경우, 이로 인해 과도하게 사회를 부정적으로 해석하고 고립을 선택하게 되는 경로가 존재할 수 있기 때문이다. 따라서 향후 연구에서는 사회의 객관적 양극화 수준이나 불평등 지표와 개인의 인식 간의 괴리를 함께 측정하고, 이러한 인식-현실 간 불일치가 사회적 고립에 미치는 영향을 비교 분석하는 접근이 필요하다.

참고문헌

고대유·강제상·김광구. (2015). 조직공정성과 조직시민행동의 관계에 대한 조직침묵의 매개효과 분석. 「한국행정연구」, 24(1), 223-261.

김기동·이재묵. (2021). 한국 유권자의 당파적 정체성과 정서적 양극화. 「한국정치학회보」, 55(2), 57-87.

김안나. (2007). 한국의 사회적 배제 실태에 관한 실증적 연구. 「사회이론」, (32), 227-256.

김원식. (2013). 한국사회 양극화와 다차원적 정의. 「사회와 철학」, (26), 223-250.

김왕배. (2009). 양극화와 담론의 정치: 정부와 신문미디어의 보도를 중심으로. 「언론과 사회」, 17(3), 78-115.

김재희·박은규. (2016). 청년의 성인초기 발달과업 성취유형이 사회적 고립감에 미치는 영향. 「한국청소년연구」, 27(3), 257-284.

김정인. (2023). 청년의 사회적 고립에 관한 연구: 사회적 자본, 경제적 안정성, 상대적 박탈감을 중심으로. 「한국행정논집」, 35(3), 315-337.

김정인. (2024). 노인의 사회적 고립 인식 영향요인 연구: 수도권과 비수도권을 중심으로. 「지방정부연구」, 28(2), 163-188.

김준엽·박영석. (2018). 조직 내 시샘과 부러움: 불공정성 지각, 자존감 수준, 그리고 반생산적 과업행동과의 관계. 「한국심리학회지: 산업 및 조직」, 31(1), 103-121.

김태형. (2022). 지방정부의 역량과 정책수단이 국민의 이사의향에 미치는 영향. 「지방정부연구」, 25(4), 371-399.

김태형. (2022). 코로나 19 위기와 한국인의 복지태도: 정부의 코로나 19 대응평가, 정부역량, 정부역할에 대한 인식을 중심으로. 「지방정부연구」, 26(2), 283-306.

김춘남·박승민·박승희·김서인. (2018). 사회적 고립의 유형분석 및 지원방안. 경기복지재단.

나은영·호규현·최근원. (2023). 미디어 적대성 지각이 집단 간 양극화 인식과 사회적 거리감에 미치는 영향: 빈부, 이념, 세대, 젠더 이슈에서 양극화 인식의 매개효과. 「한국방송학보」, 37(4), 88-122.

나은영·호규현·이윤종. (2025). 언어 사용과 의견 양극화: 미디어 댓글의 무례/혐오 언어 내용분석과 언어 사용유형에 따른 양극화 인식 차이를 중심으로. 「언론정보연구」, 62(1), 27-64.

류황석. (2023). 청년의 사회적 고립에 관한 일본의 지원 정책과 현황: 히키코모리 지원과 '고독·고립 대책'을 중심으로. 「국제사회보장리뷰」, 27(겨울), 38-50.

문승민·최선미. (2018). 전자정부의 만족도가 정부 신뢰에 미치는 영향에 관한 연구: 정부역량의 매개효과를 중심으로. 「한국행정학보」, 52(4), 119-149.

박선희·최영화. (2020). 중장년 남성 고독사 고위험군의 사회적 고립에 대한 탐색적 사례연구: 긴급복지지원 대상자들을 중심으로. 「비판사회정책」, (68), 45-78.

서미혜. (2017). SNS 이용이 상대적 박탈감과 객관적 주관적 경제지위 간 격차를 거쳐 삶의 만족도에 미치는 영향. 「한국언론정보학보」, 83(3), 72-95.

양동훈·강보현·오세조. (2011). 구매자와 판매자의 관계에서 갈등, 불공정성, 목표불일치가 관계해지의도에 미치는 영향과 신뢰의 조절효과. 「경영학연구」, 40(5), 1291-1318.

오세조·강보현·김상덕. (2004). 저결속 구매자-판매자 관계에서 관계해지의 완화요인과 촉진요인. 「유통연구」, 9(3), 21-47.

이수비·신예림·윤명숙. (2022). 청년의 상대적 박탈감이 자살에 미치는 영향: 미래전망과 사회적 고립의 순차적 매개효과. 「보건사회연구」, 42(2): 369-389.

이슬기·김태형. (2022). 코로나 19 대응성과의 영향요인에 관한 연구: 민첩한 정부의 비선형성과 정부의 관리역량을 중심으로. 「지방정부연구」, 26(3), 225-254.

이윤경. (2020). 양극화 및 계층격차 인식에 대한 문화의 역할. 「정부학연구」, 26(2), 323-357.
이형권. (2024). Process macro를 이용한 조절된 매개효과분석. 신영사.
장미혜. (2006). 한국 중산층의 양극화와 생활양식의 변화. 한국사회학회 기타간행물, 57-89.
장승진·서정규. (2019). 당파적 양극화의 이원적 구조: 정치적 정체성, 정책선호, 그리고 정치적 세련도. 「한국정당학회보」, 18(3), 5-29.
장한일. (2024). 정서적 양극화는 민주주의적 규범에 대한 태도에 영향을 끼치는가? 제 20 대 대통령 선거 전후 수집된 4 회의 설문조사 자료 분석. 「한국정당학회보」, 23(1), 81-120.
조예지. (2015). 사회경제적 지위가 사회적 관계 및 고립에 미치는 영향, 석사학위논문, 고려대학교.
조한상. (2014). 한국의 경제· 사회적 양극화와 민주주의 실현의 지체. 「법학연구」, 55(1), 1-27.
Aassve, A., Capezzone, T., Cavalli, N., Conzo, P., & Peng, C. (2024). Social and political trust diverge during a crisis. Scientific Reports, 14(1), 331.
Adams, J. S. (1965). Inequity in social exchange. Advances in experimental social psychology, 2, 267-299.
Bakshy, E., Messing, S., & Adamic, L. A. (2015). Exposure to ideologically diverse news and opinion on Facebook. Science, 348(6239), 1130-1132.
Boyatzis, R. E. (1991). The competent manager: A model for effective performance. John Wiley & Sons.
Cacioppo, J. T., Hawkley, L. C., Norman, G. J., & Berntson, G. G. (2011). Social isolation. Annals of the New York Academy of Sciences, 1231(1), 17-22.
Chanley, V. A., Rudolph, T. J., & Rahn, W. M. (2000). The origins and consequences of public trust in government: A time series analysis. Public opinion quarterly, 64(3), 239-256.
Cheng, J., Bernstein, M., Danescu-Niculescu-Mizil, C., & Leskovec, J. (2017). Anyone can become a troll: Causes of trolling behavior in online discussions. In Proceedings of the 2017 ACM conference on computer supported cooperative work and social computing, 1217-1230.
Cornwell, E. Y., & Waite, L. J. (2009). Social disconnectedness, perceived isolation, and health among older adults. Journal of health and social behavior, 50(1), 31-48.
Cropanzano, R., & Greenberg, J. (1997). Progress in organizational justice: Tunneling through the maze. International review of industrial and organizational psychology, 12, 317-372.
De Jong Gierveld, J., & Havens, B. (2004). Cross-national comparisons of social isolation and loneliness: introduction and overview. Canadian Journal on Aging/La Revue canadienne du vieillissement, 23(2), 109-113.
DiJulio, B., Hamel, L., Munana, C., & Brodie, M. (2018). Loneliness and social isolation in the United Kingdom, the United States, and Japan: An international survey. Kaiser Family Foundation. https://www.kff.org/report-section/loneliness-and-social-isolation-in-the-united-kingdom-the-united-states-and-japan-section-1/

Enders, A. M., & Armaly, M. T. (2019). The differential effects of actual and perceived polarization. Political Behavior, 41, 815-839.

Esteban, J. M., & Ray, D. (1994). On the measurement of polarization. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 819-851.

Festinger, L. (1957). Social comparison theory. Selective Exposure Theory, 16(401), 3.

Fukuyama, F. (2004). The imperative of state-building. Journal of democracy, 15(2), 17-31.

Greenberg, J. (1987). A taxonomy of organizational justice theories. Academy of Management review, 12(1), 9-22.

Halinen, A., & Tähtinen, J. (2002). A process theory of relationship ending. International Journal of service industry management, 13(2), 163-180.

Holt-Lunstad, J., Smith, T. B., Baker, M., Harris, T., & Stephenson, D. (2015). Loneliness and social isolation as risk factors for mortality: a meta-analytic review. Perspectives on psychological science, 10(2), 227-237.

Holt-Lunstad, J., Smith, T. B., Baker, M., Harris, T., & Stephenson, D. (2015). Loneliness and social isolation as risk factors for mortality: a meta-analytic review. Perspectives on psychological science, 10(2),

Ingraham, P. W., & Donahue, A. K. (2000). Dissecting the black box revisited: Characterizing government management capacity. Governance and performance: New perspectives, 292.

Iyengar, S., Sood, G., & Lelkes, Y. (2012). Affect, not ideology: A social identity perspective on polarization. Public opinion quarterly, 76(3), 405-431.

Iyengar, S., & Westwood, S. J. (2015). Fear and loathing across party lines: New evidence on group polarization. American journal of political science, 59(3), 690-707.

Iyengar, S., Lelkes, Y., Levendusky, M., Malhotra, N., & Westwood, S. J. (2019). The origins and consequences of affective polarization in the United States. Annual review of political science, 22(1), 129-146.

Levendusky, M., & Malhotra, N. (2016). Does media coverage of partisan polarization affect political attitudes?. Political Communication, 33(2), 283-301.

Lind, E. A., & Arndt, C. (2016). Perceived Fairness and Regulatory Policy: A Behavioural Science Perspective on Government-Citizen Interactions (No. 6). OECD Publishing.

Lyu, S., & Sun, J. (2020). How does personal relative deprivation affect mental health among the older adults in China? Evidence from panel data analysis. Journal of Affective Disorders, 277, 612-619.

Ma, Y., Ma, B., Yu, L., Ma, M., & Dong, Y. (2024). Perceived social fairness and trust in government serially mediate the effect of governance quality on subjective well-being. Scientific Reports, 14(1), 15905.

Mayer, R. C., Davis, J. H., & Schoorman, F. D. (1995). An integrative model of organizational

trust. Academy of management review, 20(3), 709-734.

Pinder, C. C., & Harlos, K. P. (2001). Employee silence: Quiescence and acquiescence as responses to perceived injustice. In Research in personnel and human resources management (pp. 331-369). Emerald Group Publishing Limited.

Price, V. (1989). Social identification and public opinion: Effects of communicating group conflict. Public Opinion Quarterly, 53(2), 197-224.

Rothstein, B. O., & Teorell, J. A. (2008). What is quality of government? A theory of impartial government institutions. Governance, 21(2), 165-190.

Skitka, L. J., Bauman, C. W., & Sargis, E. G. (2005). Moral conviction: Another contributor to attitude strength or something more?. Journal of personality and social psychology, 88(6), 895.

Sturgeon, J. A., Carriere, J. S., Kao, M. C. J., Rico, T., Darnall, B. D., & Mackey, S. C. (2016). Social disruption mediates the relationship between perceived injustice and anger in chronic pain: a collaborative health outcomes information registry study. Annals of Behavioral Medicine, 50(6), 802-812.

Roy, K., Smilowitz, S., Bhatt, S., & Conroy, M. L.(2023). Impact of social isolation and loneliness in older adults: Current understanding and future directions. Current Geriatrics Reports, 12(3): 138-148.

Runciman, W. G. (1966). Relative deprivation and social justice: A study of attitudes to social inequality in twentieth-century England. Routledge & Kegan Paul.

Tajfel, H. and Turner, J.C. (1986). The Social Identity Theory of Intergroup Behavior. In: Worchel, S. and Austin, W.G., Eds., Psychology of Intergroup Relation, Hall Publishers, Chicago, 7-24.

Thibaut, J.W. and Walker, L. (1975). Procedural Justice: A Psychological Analysis. L. Erlbaum Associates, Hillsdale.

Tyler, T. R., & Bies, R. J. (2015). Beyond formal procedures: The interpersonal context of procedural justice. In Applied social psychology and organizational settings (pp. 77-98). Psychology Press.

Vanagt, J., & Kollberg, M. (2025). United in success, fragmented in failure: The moderating effect of perceived government performance on affective polarization between coalition partners. European Journal of Political Research.

Wolfson, M. C. (1994). When inequalities diverge. The American Economic Review, 84(2), 353-358.

백지선(白知璇): 연세대학교 행정학과에서 학사 및 석사를 취득하고(2022. 8, 2024. 8), 동 대학원에서 박사과정에 재학 중이다. 주요 관심분야는 성과관리, 지방재정 등이며, 최근 논문으로 "정부의 관리역량과 민첩성에 대한 인식이 정부신뢰에 미치는 영향(2023)", "제도적 행위자로서 지방정부: 지방재정 신속집행제도의 효과성을 중심으로(2023)", "지방자치단체 재정압박이 사회복지지출에 미치는 영향: 비선형적 관계를 중심으로(2023)", "공직사회 탈관료제적 조직문화에 대한 인식이 업무성과에 대한 인식에 미치는 영향: 변혁적 리더십의 조절된 매개효과를 중심으로(2025)"가 있다.(jsbpa73@yonsei.ac.kr)

〈논문접수일: 2025. 7. 11 / 심사개시일: 2025. 7. 13 / 심사완료일: 2025. 8. 24〉

Abstract

Cognitive Pathways from Perceived Injustice to Social Isolation: The Moderated Mediation Effect of Perceived Government Capacity

Baik, Jeeseun

This study examines social isolation not merely as an individual psychological issue, but as a serious societal problem that threatens social cohesion and the sustainability of communities. Specifically, the study analyzes the pathways through which individuals' perceptions shape the experience of social isolation. The study empirically investigates how perceived injustice influences social isolation and whether perceived polarization serves as a mediating mechanism in this process. Furthermore, it explores whether individuals' perceptions of government capacity—specifically, the belief that the government is capable of resolving societal problems—moderate the indirect pathway from perceived injustice to social isolation via perceived polarization. Utilizing data from the 2024 Social Cohesion Survey conducted by the Korea Institute of Public Administration, the analysis reveals that both perceived injustice and perceived polarization have statistically significant positive effects on social isolation. Perceived polarization fully mediates the relationship between perceived injustice and social isolation. Additionally, the perception of government capacity exerts a negative moderated mediation effect, weakening the indirect pathway. These findings highlight the role of multi-layered cognitive structures in the development of social isolation and underscore the need to incorporate psychological and perceptual factors into policy design for social integration.

Key Words: social isolation, perceived injustice, perceived polarization, perceived government capacity